

Matematický model fyziologických spirometrických parametrů

Mathematical Model of Spirometric Measurements

Souhlasím se zveřejněním této diplomové práce dle požadavků čl. 26, odst. 9 *Studijního a zkušebního řádu pro studium v magisterských programech VŠB-TU Ostrava*.

V Ostravě 4. května 2012

.....

Prohlašuji, že jsem tuto diplomovou práci vypracoval samostatně. Uvedl jsem všechny literární prameny a publikace, ze kterých jsem čerpal.

V Ostravě 4. května 2012

.....

Rád bych na tomto místě poděkoval všem, kteří mi s prací pomohli, protože bez nich by tato práce nevznikla, zvláště pak mé vedoucí diplomové práce Ing. Martině Litschmannové. Dále bych rád poděkoval všem, kteří mě během studia podporovali, zejména mým rodičům a sestře (budoucí lékařce).

Abstrakt

Cílem této diplomové práce je zpracovat výsledky spirometrických vyšetření z Kliniky pracovního a preventivního lékařství Fakultní nemocnice Ostrava. V tomto výběru jsou zahrnuta vyšetření pacientů za posledních 12 let. Úkolem je zodpovědět otázky, které jsou uvedeny v průběhu psaného výkladu. Řešení jednotlivých otázek je založeno na jednofaktorové a dvoufaktorové ANOVĚ, Nash-Sutliffově koeficientu a vícenásobné lineární regresi. V práci jsou použity programové nástroje MS Excel 2007 a Statgraphics plus 5.0 trial.

Klíčová slova: spirometrie, VC, FEV1, MEF25-75%, ANOVA, Nash-Sutcliffův koeficient, vícenásobná lineární regrese

Abstract

The goal of this thesis is to process results of spirometry tests from the Department of Occupational and Preventive Medicine-University Hospital Ostrava. In this sample, there are included examinations of patients from the last 12 years. The task is to answer questions that are presented in the written interpretation. Solving those issues are based on single-factor and two-factor ANOVA, Nash-Sutcliffe coefficient and multiple linear regression. Software tools such as MS Excel 2007 and Statgraphics plus 5.0 trial are used in this thesis.

Keywords: spirometry, VC, FEV1, MEF25-75%, ANOVA, Nash-Sutcliffe coefficient, multiple linear regression

Seznam použitých zkratek a symbolů

VBA	– Visual Basic for Applications
ANOVA	– Analysis of Variance
X	– matice značíme velkými tučnými písmeny
y	– vektory značíme malými tučnými písmeny

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Jan Pavlas**
Studijní program: N2647 Informační a komunikační technologie
Studijní obor: 1103T031 Výpočetní matematika
Téma: **Matematický model fyziologických spirometrických parametrů**
Mathematical model of spirometric measurements

Zásady pro vypracování:

Současné parametry spirometrických hodnot, které se používají k hodnocení spirometrických poruch jsou vytvořeny před 40 lety. Vzniká tak potřeba revidovat fyziologické hodnoty dechových funkcí v naší populaci. Cílem práce je revize v současnosti používaných parametrů fyziologických hodnot spirometrických funkcí vzhledem k věku, výšce a pohlaví v dospělé populaci a tvorba matematického modelu těchto parametrů. Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Postup práce:

1. Statistické vyhodnocení spirometrických vyšetření archivovaných posledních 5 let.
2. Revize fyziologických hodnot dechových funkcí v naší populaci.
3. Tvorba matematického modelu fyziologických spirometrických parametrů.

Seznam doporučené odborné literatury:

Briš R., Litschmannová M.: Statistika I. pro kombinované studium, VŠB – TU Ostrava, 2004, dostupné na: www.am.vsb.cz/litschmannova

Zvářová J., Biomedicínská statistika I., dostupné na:
<http://ucebnice.euromise.cz/index.php?conn=0§ion=biostat1>

Zvářová J., Mazura I.: Biomedicínská statistika II., dostupné na:
<http://ucebnice.euromise.cz/index.php?conn=0§ion=biostat2>

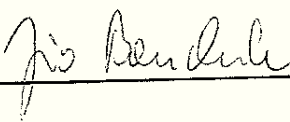
Babičková L., Brhel P., Hrazdírová A., Jančíková J., Kubová O., Matuška P., Merta Z., Pilařová O., Salajka F., Skříčková J.: Pneumologie, dostupné na: www.spolek1.med.muni.cz/files/skripta_pneumologie.doc

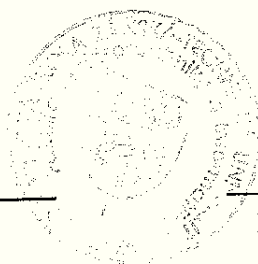
Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.


Vedoucí diplomové práce: **Ing. Martina Litschmannová**

Datum zadání: 18.11.2011

Datum odevzdání: 04.05.2012


vedoucí katedry




prof. RNDr. Václav Snášel, CSc.
děkan fakulty

Obsah

1	Úvod	10
2	Úvod do spirometrie	11
2.1	Výsledky spirometrického vyšetření	12
2.2	Regresní rovnice	12
2.3	Ventilační poruchy	13
2.4	Data ke zpracování	14
3	Použité programy	16
3.1	Zpracování dat pomocí programu Microsoft Excel	16
3.2	Program Statgraphics	21
4	Teorie	22
4.1	Explorační analýza proměnných	22
4.2	Testování hypotéz	23
4.3	Analýza rozptylu (jeden faktor)	26
4.4	Kruskalův-Wallisův test	30
4.5	ANOVA (dva faktory)	32
4.6	Regresní analýza	34
4.7	Hodnocení kvality modelu	39
5	Očištění databáze	40
6	Vliv věku na výsledky spirometrického vyšetření	42
6.1	VC parametr - celkem	42
6.2	VC parametr - muži	44
6.3	VC parametr - ženy	47
6.4	FEV1 parametr - celkem	49
6.5	FEV1 parametr - muži	52
6.6	FEV1 parametr - ženy	54
6.7	MEF25-75% parametr - celkem	56
6.8	MEF25-75% parametr - muži	58
6.9	MEF25-75% parametr - ženy	60
7	Vliv pohlaví a výšky na výsledky spirometrického vyšetření	63
7.1	VC parametr	63
7.2	FEV1 parametr	66
7.3	MEF25-75% parametr	68
8	Ověření kvality modelů spirometrických parametrů	70
8.1	VC parametr - muži	70
8.2	VC parametr - ženy	71
8.3	FEV1 parametr - muži	72

8.4	FEV1 parametr - ženy	73
8.5	MEF25-75% parameter - muži	73
8.6	MEF25-75% parameter - ženy	74
9	Návrh nových modelů spirometrických parametrů a ověření jejich kvality	76
9.1	VC parametr - muži	76
9.2	VC parametr - ženy	78
9.3	FEV1 parametr - muži	79
9.4	FEV1 parametr - ženy	81
9.5	MEF25-75% parameter - muži	82
9.6	MEF25-75% parameter - ženy	84
10	Závěr	86
11	Reference	87
	Přílohy	88

Seznam tabulek

1	Regresní rovnice pro výpočet náležitých hodnot a 1,64násobek RSD pro výpočet dolního limitu normy u dospělých mužů a žen. A- věk v letech, H – tělesná výška, IVC – vitální kapacita měřená během nádechu (inspiratory vital capacity). Pro osoby ve věku 18-25 let použijeme vždy A=25 [1] . . .	13
2	Nástroje Analýzy dat	16
3	Nástroje Analýzy dat	17
4	Přehled výsledků testování hypotéz	24
5	Tabulka Anova	29
6	Tabulka pomocných výpočtů	31
7	Tabulka Anova – dva faktory s interakcí	33
8	Tabulka Anova pro vícenásobnou regresi	37
9	Kódování věkových tříd	42
10	Explorační charakteristiky pro parametr VC-celkem	42
11	Znaménkové schéma pro VC - celkem [12]	44
12	Explorační charakteristiky pro parametr VC-muži	45
13	Znaménkové schéma pro VC - muži [12]	47
14	Explorační charakteristiky pro parametr VC-ženy	47
15	Výsledky analýzy rozptylu (závislost vitální kapacity na věku)	49
16	Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru VC - ženy	49
17	Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 - celkem	50
18	Znaménkové schéma pro FEV1 - celkem [12]	51
19	Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 – muži	52
20	Výsledky analýzy rozptylu (závislost FEV1 na věku)	53
21	Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru FEV1 - muži	54
22	Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 – ženy	54
23	Výsledky analýzy rozptylu (závislost FEV1 na věku)	56
24	Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru FEV1 - ženy	56
25	Explorační charakteristiky pro parametr MEF 25-75% – celkem	56
26	Znaménkové schéma pro MEF25-75% [12]	58
27	Explorační charakteristiky pro parametr MEF 25-75% – muži	58
28	Výsledky analýzy rozptylu (závislost MEF 25-75% na věku)	60
29	Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru MEF25-75% - muži	60
30	Explorační charakteristiky pro parametr MEF25-75% – ženy	60
31	Výsledky analýzy rozptylu (závislost MEF 25-75% na věku)	62
32	Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru MEF25-75% - ženy	62
33	Kódování výškových tříd	63
34	Výsledky ANOVA testu	65
35	Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)	65
36	Výsledky post hoc analýzy (výška)	65
37	Výsledky ANOVA testu	67
38	Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)	67
39	Výsledky post hoc analýzy (výška)	67

40	Výsledky ANOVA testu	69
41	Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)	69
42	Výsledky post hoc analýzy (výška)	69
43	Výsledky F testu	76
44	Výsledky dílčích t testů	77
45	Zhodnocení regresního modelu	77
46	Výsledky F testu	78
47	Výsledky dílčích t testů	78
48	Výsledky F testu	79
49	Výsledky dílčích t testů	80
50	Výsledky F testu	81
51	Výsledky dílčích t testů	81
52	Výsledky F testu	82
53	Výsledky dílčích t testů	83
54	Výsledky F testu	84
55	Výsledky dílčích t testů	84

Seznam obrázků

1	Schéma zvonového spirometru [1]	11
2	Faktory podílející se na variabilitě spirometrických parametrů v populaci [1]	12
3	Dílčí výsledky vzorce	18
4	Ukázka VC parametrů z databáze	18
5	Vzorec pro výpočet průměrné hodnoty VC u mužů do 30 let	18
6	Vzorec pro výpočet směrodatné odchylky hodnot VC u mužů do 30 let	18
7	Editor VBA	19
8	Program Statgraphics	21
9	Vhodné grafy k vizualizaci dat	26
10	Počet záznamů zdravých a nemocných pacientů	40
11	Struktura databáze před transformací	41
12	Struktura nové databáze	41
13	Vliv věku na VC - celkem	43
14	Histogram parametru VC	43
15	Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)	44
16	Vliv věku na parametr VC - muži	45
17	Histogram parametru VC	46
18	Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)	46
19	Vliv věku na parametr VC - ženy	48
20	Histogram parametru VC	48
21	Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)	49
22	Vliv věku na parametr FEV1 - celkem	50
23	Histogram parametru FEV1 - celkem	51
24	Vliv věku na parametr FEV1 – muži	52
25	Histogram parametru FEV1	53
26	Vliv věku na parametr FEV1 – ženy	55
27	Vliv věku na parametr FEV1 – ženy	55
28	Vliv věku na parametr MEF25-75% - celkem	57
29	Histogram parametru MEF25-75%	57
30	Vliv věku na parametr MEF25-75% - muži	59
31	Histogram parametru MEF25-75%	59
32	Vliv věku na parametr MEF25-75% - ženy	61
33	Histogram parametru MEF25-75%	62
34	Rozdělení výběrového souboru do výškových tříd (podle pohlaví	63
35	Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - parametr VC	64
36	Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - parametr FEV1	66
37	Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - MEF25-75%	68
38	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - muži)	71
39	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - ženy)	72

40	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - muži)	72
41	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - ženy)	73
42	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - muži)	74
43	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - ženy)	75
44	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - muži)	78
45	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - ženy)	79
46	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - muži)	81
47	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - ženy)	82
48	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - muži)	84
49	Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - ženy)	85

Seznam výpisů zdrojového kódu

1	Zdrojový kód makra <i>oznac()</i>	20
2	Zdrojový kód makra <i>vymaz()</i>	20

1 Úvod

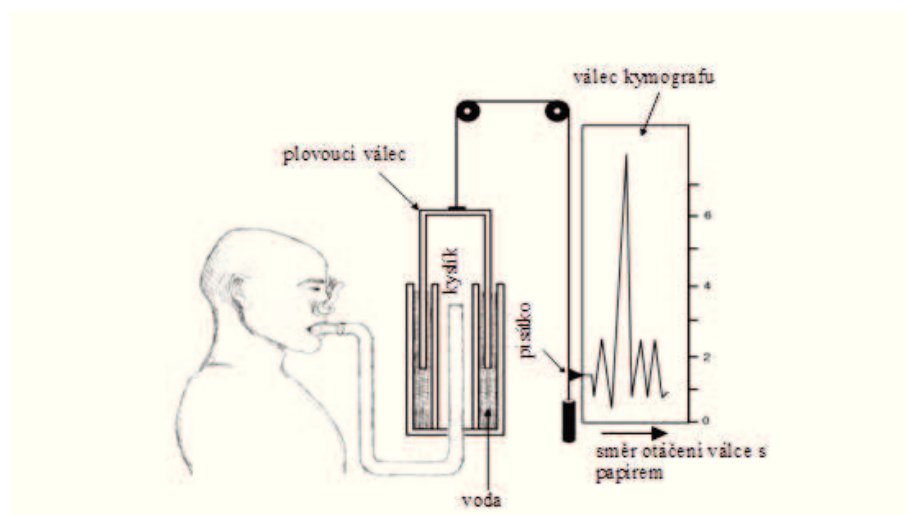
V této diplomové práci budou uvedeny výsledky analýzy velkého počtu spirometrických vyšetření z Fakultní nemocnice Ostrava. Data k rozboru byla získána z databáze, ze které byly vybrány záznamy jen zdravých probandů. Následně je mým cílem výběr analyzovat a zhodnotit dosažené výsledky. V úvodu navíc proběhla konzultace s lékařem specialistou, který určil cíle této práce.

Na úplném začátku se seznámíme s nutnou lékařskou teorií, nalezneme zde základní popis spirometrie a chorob, které toto vyšetření diagnostikuje. Následně se věnujeme nástrojům pro zpracování dat a pomocí psaného textu a ukázek se naučíme používat pokročilé nástroje programu Microsoft Excel. Bez těchto znalostí se během zpracování jen těžko obejdeme. Další obsáhlejší část se zabývá uvedením čtenáře do potřebných znalostí statistiky, obsahuje kapitoly věnující se explorační analýze, ANOVĚ, hodnocení modelů a vícenásobné lineární regresi. Na konci jsou uvedeny tížené výsledky statistického zpracování dat.

2 Úvod do spirometrie

Spirometrie neboli funkční vyšetření plic má význam při diagnostice onemocnění plic a dýchacích cest. Tímto typem laboratorní metody můžeme kvantitativně a kvalitativně popsat výměnu vzduchu mezi plicemi a atmosférou¹. Potom může lékař veškeré zdravotní potíže objektivně zhodnotit a navrhnout další postup léčby. Mimo diagnostiku je tato metoda vhodná při monitorování průběhu nemoci, posuzování efektu léčby, stanovení funkční rezervy plic pacienta při zvažování operačního výkonu a při sledování osob vystavených rizikovým faktorům v pracovním prostředí. Opomenout nelze ani různé posudkové účely. Někteří odborníci doporučují provádět spirometrické vyšetření i u kuřáků, aby se včas odhalily počínající příznaky nemoci, které jsou ve vyspělých zemích jednou z nejčastějších příčin nemoci a úmrtnosti.

Dosud však nebylo prokázáno, že by kuřáci poté co jim je diagnostikována nemoc, zanechali kouření. Přístroj sloužící pro potřeby vyšetření se nazývá spirometr (viz obrázek 1).



Obrázek 1: Schéma zvonového spirometru [1]

V rámci výuky spirometrie se spirometrické parametry popisují tak, jako by byly naměřeny pomocí uzavřeného zvonového spirometru². Na obrázku 1 lze vidět válec částečně naplněný vodou, do kterého je vložen druhý dnem vzhůru. Uzavřený prostor vytvořený těmito válci je naplněn kyslíkem a je hadicí spojen s náustkem. Pacient vydechuje do tohoto prostoru vzduch a také se z něj nadechuje, nos má přitom uzavřený. Pomocí kladky je obrácený válec vyvažován závažím, nad kterým je umístěné písmítko. Při výdechu během vyšetření má křivka klesající průběh, při nádechu naopak. Jednoduše řečeno, spirometrie testuje možnosti našeho nádechu a výdechu.

¹Tento proces se nazývá plicní ventilace.

²Dnes už patří mezi archaické vyšetřovací nástroje.

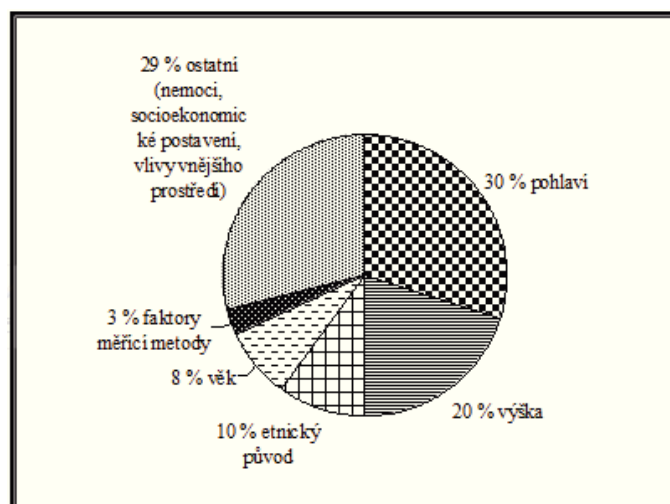
2.1 Výsledky spirometrického vyšetření

Ještě před vyšetřením je důležité vybrat spirometrické parametry, které chceme měřit. Mnoho analyzovaných výsledků ukázalo, že zavedení příliš mnoha parametrů zvyšuje riziko pozitivně falešných závěrů. V rámci své diplomové práce, jsem analyzoval parametry, které byly určeny Mudr. Zdeňkou Hajdukovou, Phd., přednostkou Kliniky pracovního a preventivního lékařství, a to VC, FEV1 a MEF25-75%. O vybraných parametrech a získané databázi budou více pojednávat následující kapitoly.

Konečné naměřené hodnoty závisí na dobré spolupráci pacienta, proto je nejprve nutné zhodnotit kvalitu záznamu. Musíme se ujistit, zda pacient vynaložil dostatečné úsilí, aby se vyloučily případné chyby měření. Špatnou spolupráci je možné pozorovat například ve velkém rozdílu výsledků mezi opakovanými záznamy usilovného výdechu vitální kapacity. Tyto nekvalitní záznamy buď pečlivě vyhodnocujeme, anebo je nevyhodnocujeme vůbec. Každopádně je vždy nutné vyšetření zopakovat.

2.2 Regresní rovnice

Výsledky spirometrického vyšetření velkého počtu zdravých jedinců z dané populace umožňují zavést tzv. regresní rovnice. Jedná se o matematický aparát popisující co nejpřesněji vztah mezi spirometrickými a antropometrickými parametry v dané populaci. Z důvodu větší přesnosti se regresní rovnice určují nejen pro muže a ženy, ale lze je určit i pro příslušníky různých věkových skupin nebo etnik. Na obrázku 2 vidíme odhad podílů různých faktorů na variabilitě spirometrických parametrů. Kuřáci jsou hodnoceni zvlášť nebo jsou vyřazeni, přestože neprokazují klinické příznaky plicního onemocnění.



Obrázek 2: Faktory podílející se na variabilitě spirometrických parametrů v populaci [1]

Dosadíme-li antropometrické parametry jako je výška a věk pacienta do příslušné regresní rovnice, získáme tzv. náležité hodnoty analyzovaného parametru. U většiny patologických stavů dochází k poklesu spirometrických parametrů. V praxi je během

vyšetření naměřená hodnota obvykle vyjádřena jako procento náležité hodnoty a za patologickou hodnotu se ve většině případů považuje pokles pod 80% náležité hodnoty.

Alternativním přístupem můžeme porovnat naměřené hodnoty s tzv. dolním limitem normy. Tyto normy jsou definovány pomocí statistického parametru RSD, který popisuje rozptyl sledované hodnoty. Pro jednotlivé spirometrické parametry jsou tyto normy zobrazeny v níže uvedené tabulce. V této diplomové práci se uvedenou alternativní metodou nebudeme zabývat.

Parametr	Jednotka	Regresní rovnice	1,64 RSD	Regresní rovnice	1,64 RSD
		Muži		Ženy	s
VC (IVC)	L	$6,10H - 0,028A - 4,65$	0,92	$4,66H - 0,026A - 3,28$	0,69
FVC	L	$5,76H - 0,026A - 4,34$	1,00	$4,43H - 0,026A - 2,89$	0,71
TLC	L	$7,99H - 7,08$	1,15	$6,60H - 5,79$	0,99
RV	L	$1,31H + 0,022A - 1,23$	0,67	$1,81H + 0,016A - 2,00$	0,58
FRC	L	$2,34H + 0,009A - 1,23$	0,99	$2,24H + 0,001A - 1,00$	0,82
RV/TLC	%	$0,39A + 13,96$	9,0	$0,34A + 18,96$	9,6
FRC/TLC	%	$0,21A + 43,8$	11,1	$0,16A + 45,1$	9,8
FEV1	$l s^{-1}$	$4,30H - 0,029A - 2,49$	0,84	$3,95H - 0,025A - 2,60$	0,62
FEV1/VC	%	$-0,18A + 87,21$	11,8	$-0,19A + 89,10$	10,7
MEF25-75	$l s^{-1}$	$1,94H - 0,043A + 2,70$	1,71	$1,25H - 0,034A + 2,92$	1,40
PEF	$l s^{-1}$	$6,14H - 0,043A + 0,15$	1,99	$5,50H - 0,030A - 1,11$	1,48
MEF75	$l s^{-1}$	$5,46H - 0,029A - 0,47$	2,81	$3,22H - 0,025A + 1,60$	2,22
MEF50	$l s^{-1}$	$3,79H - 0,031A - 0,35$	2,17	$2,45H - 0,025A + 1,16$	1,81
MEF25	$l s^{-1}$	$2,61H - 0,026A - 1,34$	1,28	$1,05H - 0,025A + 1,11$	1,13

Tabulka 1: Regresní rovnice pro výpočet náležitých hodnot a 1,64násobek RSD pro výpočet dolního limitu normy u dospělých mužů a žen. A- věk v letech, H – tělesná výška, IVC – vitální kapacita měřená během nádechu (inspiratory vital capacity). Pro osoby ve věku 18-25 let použijeme vždy $A=25$ [1]

2.3 Ventilační poruchy

V následujícím textu se podíváme na důležitý význam spirometrie. Její hlavní přínos spočívá v odhalení ventilačních poruch a to buď obstrukčních, nebo restričních.

2.3.1 Obstrukční ventilační porucha

Během tohoto typu onemocnění se zvětšuje odpor dýchacích cest a tím klesá rychlost proudění vzduchu. Diagnostikována může být kdekoliv na úrovni dýchacích cest. Mezi klinicky nejvýznamnější onemocnění patří bronchiální astma a chronická obstrukční plicní nemoc³. Při obstrukci u bronchiálního astmatu dochází k otoku sliznic. Nemoc se vyznačuje proměnlivostí v krátkém čase. Dochází k náhlému zhoršení dýchání, tzv. ast-

³Dále viz jako CHOPN.

matickému záchvatu, který je podmíněn působením spouštěče⁴. U CHOPN je naopak obstrukce spíše trvalá. Způsobuje ji zánětlivé postižení průdušek neboli chronická bronchitida.

Základním kritériem pro určení obstrukční ventilační poruchy je snížení hodnoty FEV1. Obstrukční porucha je diagnostikována, poklesne-li index FEV1/VC pod dolní limit normy.

2.3.2 Restrikční ventilační porucha

U této ventilační poruchy dochází k poklesu schopnosti plic pojmout velký objem vzduchu. Z tohoto důvodu dochází u pacientů s restrikční poruchou k větším nárokům na plicní ventilaci. Tyto vzniklé nároky mohou kompenzovat jen částečně, a to zvýšením dechové frekvence a někdy i prohloubením výdechu. Kritériem pro hodnocení restrikční ventilační poruchy při orientačním vyšetření funkce plic je snížení absolutní hodnoty vitální kapacity VC při normálních hodnotách indexu FEV1/VC nebo FEV1/FVC.

2.4 Data ke zpracování

Upravený strukturovaný datový soubor nabízí mnohem cennější pohled na údaje a výsledky vyšetření všech pacientů. V tomto souboru budou dále opakovaně sledovány spirometrické parametry VC, FEV1 a MEF25-75%. U jednotlivých pozorovaných hodnot sledovaných parametrů nás budou zajímat hodnoty pre⁵ a post⁶ použití bronchodilantia, tj. látky zajišťující dilataci průdušek a průdušinek. Po její aplikaci dochází k lepší průchodnosti dýchacích cest.

Parametry spirometrického vyšetření dělíme na dvě skupiny - statické a dynamické. Mezi statické řadíme parametry popisující objemy nebo kapacity, kde kapacity představují součet dvou a více objemů. Hodnoty dynamických parametrů jsou obvykle určeny z usilovného výdechu vitální kapacity neboli FVC. Správná rychlost a hloubka dýchání jsou pro vyšetření důležité. Nyní se blíže podíváme na zkoumané parametry.

Vitální kapacita (VC) patří do skupiny statických ventilačních parametrů. Pacienti jsou během tohoto vyšetření poučeni jen o hloubce dýchání. Pomocí tohoto parametru umíme popsat maximální objem vzduchu, který lze vydechnout po maximálním nádechu. Pokud klademe důraz i na rychlost, přidáme před parametr písmeno F⁷.

Zbývající dva analyzované parametry řadíme do skupiny dynamických plicních parametrů. FEV1 popisuje objem vydechnutého vzduchu za první sekundu usilovného výdechu vitální kapacity. Velmi často se používá ke kvantifikaci obstrukční ventilační poruchy. Poslední z uvedených parametrů MEF25-75% je synonymem pro průměrnou rychlost proudění vydechovaného vzduchu mezi 25% a 75% vydechnuté usilovné vitální kapacity. Snížení tohoto parametru při normálních hodnotách FEV1 opět vede k obstrukční poruše.

⁴Spouštěčem může být například alergen.

⁵Z latiny = před.

⁶Z latiny = po.

⁷Forced = usilovný.

Dalším krokem bylo stanovení hodnot parametrů vyšetření pro zdravého jedince a vybrání těchto dat z databáze, tzn. index $FEV1 > 80\%$ náležité hodnoty a $MEF25 - 75\% > 70\%$ náležité hodnoty.

3 Použité programy

Samotné zpracování dat se v dnešní době realizuje především s podporou programových nástrojů. Minimalizujeme tím jak možnost výskytu chyb, tak i strávený čas. Za tímto účelem využijeme pravděpodobně celosvětově nejrozšířenější aplikaci tabulkového procesoru, Microsoft Excel v libovolné verzi. Pro uživatele je v něm k dispozici široká sada nástrojů, která umožňuje provádět složité statistické a inženýrské analýzy. Výstupem některých nástrojů jsou kromě tabulek také i grafy. Pro kontrolu a dostupnost specializovaných funkcí je vhodné použít statistický program, v rámci této diplomové práce jsem použil program Statgraphics Plus 5.0 trial.

3.1 Zpracování dat pomocí programu Microsoft Excel

Program Microsoft Excel nabízí široké možnosti pro správu, sdílení a analýzu dat. V následujícím textu se blíže podíváme na nástroje jako Analýza dat, maticové vzorce a programovací jazyk VBA⁸.

3.1.1 Analýza dat

Tento doplněk není standardně součástí aplikace Microsoft Excel, ale instalace není vůbec náročná. Klikneme na tlačítko Microsoft Office a následně na Možnosti aplikace Excel. V části Doplnky otevřeme rozevírací seznam Spravovat a vybereme položku Doplnky aplikace Excel. Nyní jen klikneme na tlačítko Přejít a v nabídce Doplnky k dispozici označíme řádek Analytické nástroje a volbu potvrdíme. Poté co si doplněk nainstalujeme, rozšíříme stávající nabídku o celou řadu statistických nástrojů (viz tabulka 2 a 3).

Funkce	Popis	Funkce	Popis
ANOVA	analýza rozptylu	Klouzavý průměr	nástroj pro předpovědi
Korelace	závislost dvou měřených proměnných	Generátor pseudonáhodných čísel	generátor nezávislých čísel
Kovariance	testování závislosti dvou měřených proměnných	Pořadová statistika a percentily	analýza relativního postavení hodnot v sadě dat
Popisná statistika	tabulka statistických kritérií	Regrese	analýza vlivu proměnných
Exponenciální vyrovnání	nástroj pro předpovědi	Vzorkování	vytvoří vzorek ze souboru

Tabulka 2: Nástroje Analýzy dat

⁸VBA = Visual Basic for Applications.

Funkce	Popis	Funkce	Popis
Dvouvýběrový F-test pro rozptyl	testování rozptylů dvou výběrů	t-test	testuje střední hodnotu dvou výběrů
Fourierova analýza	analýza periodických dat	z-test (známe rozptyly)	testuje střední hodnotu dvou výběrů
Histogram	graf		

Tabulka 3: Nástroje Analýzy dat

3.1.2 Maticové vzorce

Na webových stránkách věnovaných nápovědě k produktu Microsoft Office se o maticových vzorcích dozvíme následující informace (viz [5]):

Maticový vzorec může provést několik výpočtů a potom vrátit jeden nebo několik výsledků. Maticové vzorce počítají na základě dvou nebo více množin hodnot neboli maticových argumentů. Každý maticový argument musí obsahovat stejný počet řádků a sloupců. Maticové vzorce vytvoříte stejně jako jiné vzorce. Jediný rozdíl spočívá v tom, že se vzorec zadává stisknutím kláves CTRL+SHIFT+ENTER.

V předchozím textu bylo zmíněno, že použití tohoto užitečného nástroje je velmi výhodné pro zpracování velkého množství údajů. Jediným vzorcem nahradíme velkou spoustu jiných vzorců, které pracují se stejnou oblastí buněk. Oblast použití maticových vzorců je velmi široká a jejich pochopení jistě patří do okruhu pokročilých uživatelských znalostí. Během práce v listech pracovního sešitu Excelu jistě oceníme i další výhody:

- **Konzistence** – Klepneme-li na jakoukoliv část maticového vzorce, vždy uvidíme stejný vzorec. Tím je výsledná přesnost práce mnohem větší.
- **Bezpečnost** – Žádnou část maticového vzorce nelze přepsat nebo vymazat. Musíme vždy upravovat celou oblast buněk a opět potvrzovat klávesami CTRL+SHIFT+ENTER.
- **Menší velikost souborů** – V některých případech lze skupinu několika běžných vzorců nahradit jediným maticovým vzorcem.

Postup zápisu maticového vzorce:

1. Vybereme oblast buněk, kam se budou zapisovat výsledné hodnoty.
2. Zadáme požadovaný vzorec s argumenty. Pro snazší pochopení si jednotlivé oblasti můžeme představit jako hodnoty uložené v buňkách.
3. Zadaný vzorec potvrdíme stisknutím kláves CTRL+SHIFT+ENTER.

3.1.3 Analýza maticových vzorců

Chceme-li ověřit obsah závorky našeho vzorce, využijeme klávesu F9, tzv. režim částečného výpočtu (viz obrázek 3). Dříve než stiskneme klávesu F9, je nutné závorku pomocí klávesnice nebo myši označit. Maximální počet zobrazených výsledků je 8192. Klávesou ESC analýzu ukončíme.

Obrázek 3: Dílčí výsledky vzorce

3.1.4 Příklad

Naším úkolem bude spočítat průměr a směrodatnou odchylku hodnot vitální kapacity plic u mužů do 30 let.

	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N
1							Statické plicní objemy						
2							VC [l]						
3	příjmení a jméno	pohlaví	věk	věková sk.	výška	váha	náležita	náležita-vzorec	pre	VC - pocítání	pre%	nove	pre%
8978		Ž	30	1	165	71	0,61	3,63	3,52	3,52	577		97
8979		Ž	56	4	163	94	2,86	2,86	2,48	2,48	86		87
8980		M	62	4	183	120	4,8	4,78	3,25	3,25	67		68
8981		M	45	3	187	105	0,19	5,50	5,29	5,29	2784		96
8982		Ž	38	2	176	73	0,386	3,93	3,49	3,49	904		89
8983		M	43	3	181	100	0,246	5,19	4,39	4,39	1784		85
8984		M	26	1	182	101	0,722	5,72	5,17	5,17	716		90
8985		M	56	4	175	96	4,48	4,46	4,48	4,48	100		101
8986		M	35	2	181	90	0,47	5,41	5,06	5,06	1076		94
8987		M	52	4	184	104	5,15	5,12	4,41	4,41	85		86
8988		M	59	4	180	87	4,68	4,68	5,54	5,54	118		118
8989		M	49	3	178	95	0,078	4,84		3,75			3,75
8990		Ž	57	4	158	74	2,6	2,60	3,09	3,09	118		119
8991													

Obrázek 4: Ukázka VC parametrů z databáze

Kdybychom se rozhodli k tomuto úkolu přistoupit klasickým způsobem, musíme zadat a spočítat velké množství vzorců. Ověřujeme platnost každé hodnoty, postupně si hodnoty vkládáme do vybrané oblasti a na konci spočítáme průměr a směrodatnou odchylku.

Druhý způsob výpočtu zmíněný v této kapitole nabízí mnohem elegantnější řešení této úlohy. V prvním kroku kategorizujeme proměnou věk a s pomocí tří podmínek spočteme průměr a směrodatnou odchylku. V každém argumentu maticového vzorce je přitom nutné dodržet stejné rozměry vkládaných oblastí a vyhnout se použití celých sloupců.

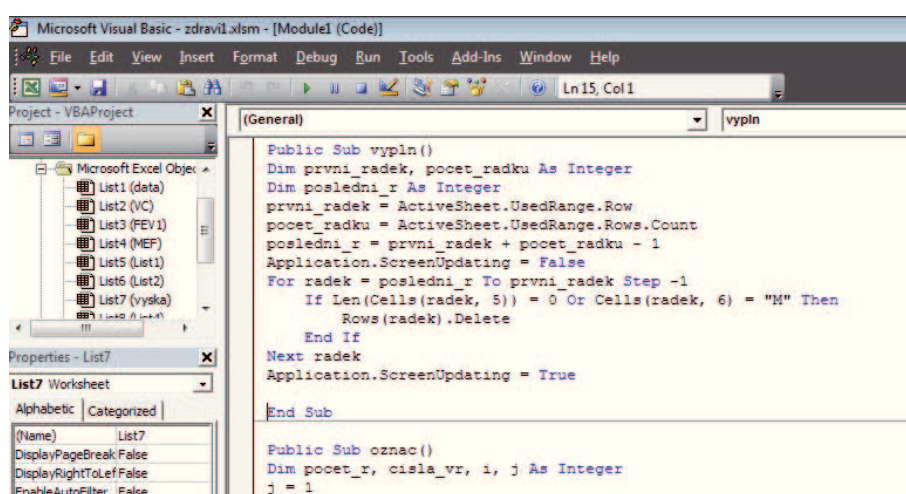
Obrázek 5: Vzorec pro výpočet průměrné hodnoty VC u mužů do 30 let

Obrázek 6: Vzorec pro výpočet směrodatné odchylky hodnot VC u mužů do 30 let

3.1.5 VBA

Programovací jazyk Visual Basic for Applications má společně s jazykem Visual Basic zřejmý společný základ. V prostředí Microsoft Office dokážeme prostřednictvím VBA automatizovat každodenní běžnou práci. Syntaxe jazyka je pro všechny aplikace stejná. Používáme stejné proměnné, vestavěné funkce, struktury, rozhodovací podmínky a jediné co musíme mít na paměti je odlišnost objektových modelů Excelu, Wordu, Powerpointu a Accessu. Nyní se blíže podíváme na VBA v Excelu.

Pomocí stisknutí kombinace kláves ALT + F11 se otevře editor VBA kódu (viz obrázek 7). Jakmile nastavíme správnou úroveň zabezpečení a vytvoříme nový modul, jsme připraveni začít programovat.



Obrázek 7: Editor VBA

Součástí VBA je široká škála různých datových typů, po zapsání klíčového *dim* “jméno proměnné” *as* se zobrazí kontextová nabídka s datovými typy. Navíc jsou zde i možnosti, které jsou standardní součástí Excelu (např. datum). K dispozici jsou běžné nástroje na větvení kódů a to buď *if* nebo *select*. V programu je občas potřeba provést posloupnost příkazů⁹. K tomuto účelu nám vhodně poslouží příkazy cyklu: *for*, *while*, *until*. Více o psaní programů ve VBA se dozvíme ve [2], [3].

3.1.6 Příklad

Naším úkolem bude odebrat vlivné body z výběrového souboru, které mají vliv na výsledný tvar regresní rovnice. U této úlohy využijeme i program Statgraphics s jehož pomocí tyto body nalezneme. Během úprav výběrového souboru mějme na paměti, že jakékoliv neuvážené úpravy mohou vést ke znehodnocení vypočtených výsledků. Například přirozené seřazení dat způsobí autokorelaci reziduí.

⁹Zpracování sloupců buněk po řádcích.

Zadaný problém byl řešen navržením sady maker. První makro se jmenuje *oznac()* a barevně označí řádky určené programem Statgraphics, kde se nacházejí vlivné body. Druhé makro vymaže označené řádky z listu v Excelu.

```

Dim pocet_r, ciska_vr, i, j As Integer
j = 1
pocet_r = Selection.Rows.Count
ciska_vr = Worksheets("List4").Range("C1:C687").Count
MsgBox ciska_vr
Application.ScreenUpdating = False ' vypne obnoveni pracovniho sesitu v Excelu
For i = 1 To pocet_r
    Do Until Worksheets("List3").Cells(i, 4) = j ' dokud neni vlivny bod
        If j <= ciska_vr Then
            j = j + 1
        Else
            Exit Sub
        End If
    Loop
    Worksheets("List4").Cells(j, 2).EntireRow.Interior.ColorIndex = 3 ' obarvi radek barvou
    j = j + 1
Next i
Application.ScreenUpdating = True 'zapne obnoveni sesitu v Excelu

```

Výpis 1: Zdrojový kód makra *oznac()*

```

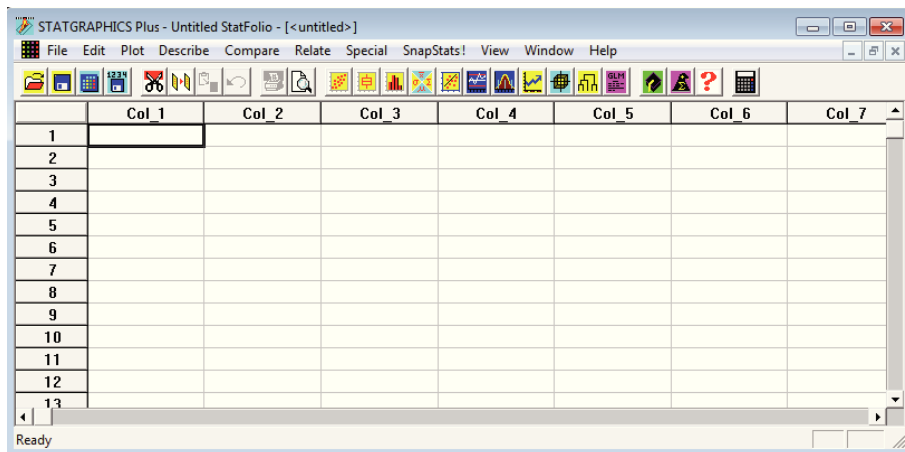
Dim ciska_vr, poc As Integer
ciska_vr = Selection.Rows.Count
poc = 0
Application.ScreenUpdating = False ' vypne obnoveni pracovniho sesitu v Excelu
For j = ciska_vr To 1 Step -1
    If Worksheets("List4").Cells(j, 2).EntireRow.Interior.ColorIndex = 3 Then ' je radek barevný
        ?
        Rows(j).Delete
        poc = poc + 1
    End If
Next j
Application.ScreenUpdating = True 'zapne obnoveni sesitu v Excelu
MsgBox poc

```

Výpis 2: Zdrojový kód makra *vymaz()*

3.2 Program Statgraphics

Tento specializovaný program (viz obrázek 8) věnující se statistické analýze dat, nabízí všem, kteří se analýze věnují, široké spektrum základních i pokročilých statistických funkcí. Přístup k jednotlivým funkcím je uživatelsky velmi přívětivý. V okamžiku, kdy si načteme sloupce dat do programu Statgraphics, lze v nabídce horní části programu vybrat potřebnou metodu. Potom už jen vyplníme nutné údaje a potvrdíme volbu.



Obrázek 8: Program Statgraphics

4 Teorie

K sepsání následující kapitoly byly převážně použity texty ze skript Katedry aplikované matematiky věnující se statistice. Jedná se hlavně o studijní materiály [4] a [7].

4.1 Explorační analýza proměnných

Popisná statistika bývá prvním krokem k odhalení informací skrytých ve velkém množství proměnných a jejich variant. Umí uspořádat proměnné do názornější formy a popsat tato data několika málo hodnotami, které obsahují co největší množství informací obsažených v původním souboru.

Vzhledem k tomu, že způsob zpracování proměnných závisí především na jejich typu, seznámíme se nyní se základním dělením proměnných našeho výběrového souboru. Rozlišujeme proměnné slovní (kvalitativní) a číselné (kvantitativní).

Prvotní informace, které jsou lékaři k dispozici, jsou především slovní proměnné. Mezi tyto údaje v záznamech o pacientech řadíme jméno, příjmení, pohlaví, bydliště a jiné. Libovolné varianty výše uvedených proměnných nelze měřit, ale pouze zařadit do tříd. V programu Microsoft Excel jsou formátovány většinou jako text.

Výsledkem spirometrického vyšetření je soubor čísel popisující funkčnost plic. Proto jsou statické i dynamické plicní parametry měřitelné a spadají do skupiny kvantitativních proměnných. Zde už program Microsoft Excel nabízí lepší možnosti formátování.

Pro základní popis naměřených spirometrických hodnot použijeme charakteristiky míry polohy a variability. Získáme tím přehled o typickém rozložení hodnot dané proměnné a o její variabilitě. Níže uvedené seznamy reprezentují použité charakteristiky [4]:

Míry polohy:

- Aritmetický průměr
- Výběrové kvantily

Míry variability:

- Směrodatná odchylka
- Variační koeficient

4.2 Testování hypotéz

Cílem výzkumu mnohdy bývá srovnání účinnosti různých metod (např. srovnání úmrtnosti u klasických a laparoskopických operací) či srovnání výsledků různých skupin (např. porovnání výsledků srovnávacích testů u absolventů odborných učilišť, středních průmyslových škol a gymnázií). Jinými slovy, cílem bývá prokázat nějaký rozdíl, tzv. efekt, parametrů náhodných veličin (zkoumaného znaku). Náš předpoklad ohledně efektu, nazýváme statistickou hypotézou (například mortalita je u laparoskopických operací nižší než u operací konvenčních, průměrné výsledky srovnávacích testů závisí na typu absolvované střední školy...).

Statistická hypotéza je výrok o rozdělení pozorované náhodné veličiny, zakládající se na předchozí zkušenosti, na rozboru dosavadních znalostí nebo na pouhé domněnce. Pro ověření správnosti vyslovené hypotézy použijeme vhodný výběrový soubor. Proces ověřování správnosti statistické hypotézy pomocí výsledků získaných z výběrového šetření se nazývá testování hypotéz.

Pojednává-li statistická hypotéza o parametrech rozdělení náhodné veličiny (střední hodnotě, mediánu, rozptylu,...), mluvíme o parametrické hypotéze, týká-li se jiných vlastností náhodné veličiny (typu rozdělení, nezávislosti výběru,...), nazýváme ji hypotézou neparametrickou. Mimo tohoto dělení rozlišujeme hypotézy jednovýběrové, dvouvýběrové a vícevýběrové (podle počtu šetřených populací) nebo hypotézy jednoduché a složené.

4.2.1 Nulová a alternativní hypotéza

Nulová hypotéza H_0 (někdy též testovaná hypotéza) představuje tvrzení, že sledovaný efekt je nulový a bývá vyjádřena rovností mezi testovaným parametrem θ a jeho očekávanou hodnotou θ_0 .

$$H_0 : \theta = \theta_0$$

Poté, co zformulujeme nulovou hypotézu a získáme výběrový soubor, definujeme alternativní hypotézu H_A (zkráceně alternativu, někdy označovanou též H_1), která nějakým způsobem popírá tvrzení dané nulovou hypotézou. V případě uvedené nulové hypotézy tak můžeme alternativní hypotézu zapsat pomocí jednoho ze čtyř možných zápisů:

- a) $H_A : \theta = \theta_1$ (jednoduchá alternativní hypotéza),
- b) $H_A : \theta \neq \theta_0$ (oboustranná alternativní hypotéza),
- c) $H_A : \theta < \theta_0$ (jednostranná alternativní hypotéza),
- d) $H_A : \theta > \theta_0$ (jednostranná alternativní hypotéza).

Zatímco nulová hypotéza bývá stanovena jednoznačně (pomocí rovnosti, např. $\mu = 100$), pro stanovení alternativní hypotézy máme tři možnosti (např. $\mu < 100$, $\mu > 100$, $\mu \neq 100$). Obsahuje-li zadání problému vedoucího na testování hypotéz vztah jednostranné nerovnosti, volí se jako alternativa příslušná jednostranná hypotéza. V ostatních případech

volíme oboustrannou alternativní hypotézu. Alternativní hypotéza by měla být v souladu s výběrovým souborem. Pokud tomu tak není, přizpůsobujeme alternativní hypotézu závěrům získaných z výběrového souboru.

4.2.2 Test statistické hypotézy

Testem statistické hypotézy rozumíme rozhodovací proces, při kterém na základě výběrového souboru provedeme rozhodnutí ve prospěch právě jedné z předkládaných hypotéz. Hypotézy tedy musí být formulovány tak, aby v daném okamžiku platila právě jedna.

Nulovou hypotézu H_0 přitom považujeme za pravdivou až do okamžiku, kdy nás informace získané z výběrového souboru přesvědčí o opaku. Protože test statistické hypotézy můžeme provádět opakovaně, je zřejmé, že můžeme dospět pouze ke dvěma rozhodnutím.

a) Zamítáme hypotézu H_0 ve prospěch hypotézy H_A .

b) Nezamítáme H_0 .

K jakému rozhodnutí se přiklonit? Obor hodnot testovaného parametru θ se dělí na dvě disjunktní množiny, které nazýváme obor přijetí (testované hypotézy H_0) V a kritický obor (obor zamítnutí hypotézy H_0) W . Kritický obor W se stanovuje tak, aby pravděpodobnost výskytu pozorované hodnoty testovaného parametru θ v něm byla velmi malá. Hranice mezi kritickým oborem a oborem přijetí se nazývá kritická hodnota testu a označuje se t_{krit} .

Padne-li tedy pozorovaná hodnota testovaného parametru θ do kritického oboru W , zamítáme H_0 . Padne-li pozorovaná hodnota do oboru přijetí V , hypotézu H_0 nezamítáme.

Během testování hypotéz je důležité rozlišovat statistickou a reálnou významnost. O statistické významnosti mluvíme v případě, že zamítneme H_0 . Velikost výběrového souboru ovlivňuje schopnost testu najít významné rozdíly, které umožní zamítnutí nulové hypotézy H_0 . Pro obzvlášť velké soubory může statistický test zamítnout nulovou hypotézu, např. o rovnosti středních hodnot, i když rozdíl mezi oběma hodnotami je relativně malý a nemá žádný reálný význam. Při uvedeném způsobu rozhodování nastane vždy některý z případů, které popisuje tabulka 4.

		Výsledek testu	
		Nezamítáme H_0	Zamítáme H_0
skutečnost	Platí H_0	Správné rozhodnutí $1 - \alpha$ (spolehlivost testu)	Chyba I. druhu α (hladina významnosti)
	Platí H_A	Chyba II. druhu β	Správné rozhodnutí $1 - \beta$ (síla testu)

Tabulka 4: Přehled výsledků testování hypotéz

4.2.3 Testová statistika

Abychom mohli provést korektní test statistické hypotézy, musíme mít k dispozici nástroj, který nám to umožní. Tímto nástrojem nazývaným testovou statistikou, někdy také testovým kritériem, je výběrový charakteristika $T(X)$, která má vztah k nulové hypotéze, a jejíž rozdělení za předpokladu platnosti nulové hypotézy známe.

Kritický obor W lze často popsat prostřednictvím kritického oboru W^* testové statistiky $T(X)$. Padne-li pozorovaná hodnota testové statistiky $T(X)$ do kritického oboru W^* , zamítáme H_0 . V opačném případě hypotézu H_0 nezamítáme [4].

4.2.4 Leveneův test

Předpokládáme, že máme $k > 2$ nezávislých výběrů z normálního rozdělení,

$$\begin{aligned} X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1} &\text{ je výběr z } N(\mu_1, \sigma_1^2) \\ &\dots \\ &\dots \\ X_{k1}, X_{k2}, \dots, X_{kn_k} &\text{ je výběr z } N(\mu_k, \sigma_k^2). \end{aligned}$$

Je třeba testovat hypotézu

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

proti alternativně, že alespoň jedna dvojice rozptylů se liší

$$H_A : \neg H_0.$$

K tomuto účelu se využívá například Leveneův test.

Nechť $Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i|$. Označme

$$\bar{Z}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij}}{n_i}, \quad \bar{\bar{Z}} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} \frac{Z_{ij}}{n},$$

$$SS_{ZB} = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Z}_i - \bar{\bar{Z}})^2, \quad SS_{Ze} = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z})^2.$$

Platí-li nulová hypotéza, pak má testová statistika

$$F_Z = \frac{\frac{SS_{ZB}}{k-1}}{\frac{SS_{Ze}}{n-k}}$$

přibližně Fisher-Snedecorovo rozdělení s $k - 1$ stupni volnosti v čitateli a $n - k$ stupni volnosti ve jmenovateli. Pak $p - \text{hodnota} = 1 - F_0(x_{OBS})$, kde $F_0(x)$ je distribuční funkce Fisher-Snedecorova rozdělení [4].

4.2.5 Jednovýběrový t test

Máme-li normálně rozdělenou populaci s neznámou střední hodnotou μ a neznámým rozptylem σ^2 , použijeme k ověření předpokladu, že se střední hodnota (populační průměr) μ rovná určité hodnotě μ_0 jednovýběrový t test.

Jako testové kritérium použijeme výběrovou charakteristiku

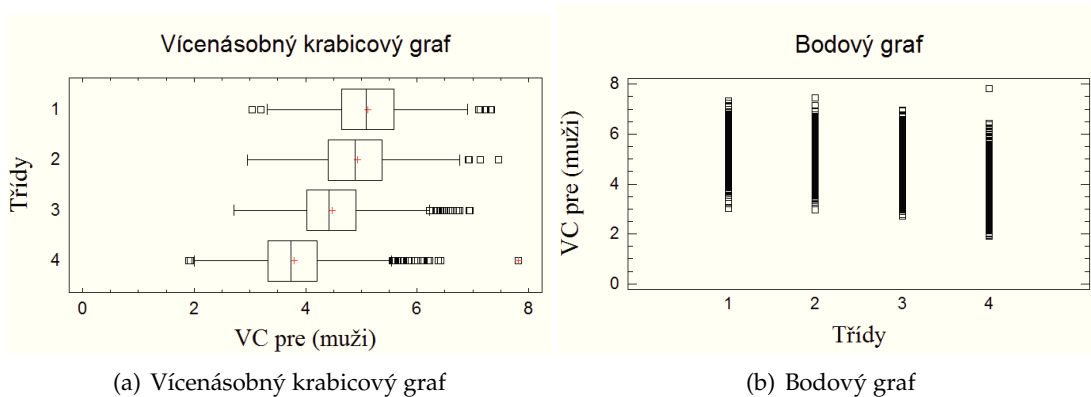
$$T(X) = \frac{(\bar{X} - \mu)}{S} \sqrt{n},$$

kteřá má v případě platnosti nulové hypotézy Studentovo rozdělení s $n - 1$ stupni volnosti [4].

4.3 Analýza rozptylu (jeden faktor)

Pokud potřebujeme porovnat střední hodnotu více než dvou populací, použijeme statistický test ANOVA. Sledujeme vliv jednoho faktoru – slovní proměnné na jinou číselnou proměnnou. ANOVA nebo-li Analysis of Variance převede test shody středních hodnot na test shody rozptylů, tzv. F-test [4]. Zajímá nás, zda jsou průměry jednotlivých výběrů rozdílné vlivem různých středních hodnot příslušných populací, nebo zda lze rozdíly mezi průměry přičíst na vrub náhodnému kolísání.

Při tomto druhu analýzy si nejprve graficky zobrazíme data a zároveň si spočteme základní explorační číselné charakteristiky náhodného výběru. Pokud je rozsah výběru přiměřený, můžeme pro jeho vizualizaci použít bodový graf (viz obrázek 9(b)). V opačném případě použijeme vícenásobný krabicový graf (viz obrázek 9(a)).



Obrázek 9: Vhodné grafy k vizualizaci dat

Krabicový graf použijeme mimo jiné k identifikaci odlehlých pozorování, která obecně způsobí selhání analýzy rozptylu. Pokud odlehlá pozorování vyskytující se v datech byla způsobena:

- hrubými chybami, překlipy, prokazatelným selháním lidí či techniky,
- důsledky poruch, chybného měření, technologických chyb.

To znamená, že známe-li příčinu odlehlosti a předpokládáme-li, že již nenastane, vyloučíme je z dalšího zpracování. Jestliže odlehlá pozorování ponecháme, použijeme raději Kruskalův-Wallisův test.

4.3.1 Předpoklady analýzy rozptylu

Statistický model ANOVA je konstruován pro stejný rozsah jednotlivých výběrů. Tento způsob označujeme jako vyvážené třídění. Tato podmínka není v praxi bohužel moc splnitelná, ale čím vyváženější výběry jsou, tím věrohodnější výsledky dostaneme.

Analýza rozptylu ve své parametrické podobě předpokládá:

- nezávislost výběru
- normalitu rozdělení
- homoskedasticitu (identické rozptyly)

První z uvedených podmínek je velmi důležitý předpoklad. Není-li splněn, dochází často k zcela nesmyslným výsledkům. Pro porovnání $k > 2$ závislých výběrů lze použít Friedmanův test, viz [4]. Následující předpoklad, porušení normality, příliš neovlivní závěry vyvozené z testu Anova, obzvlášť mají-li všechny výběry rozsah větší než 30. Pro ověření homoskedasticity můžeme použít buď testy uvedené v [4], nebo vizuální hodnocení bodového grafu. V případě většího porušení normality a homoskedasticity použijeme neparametrickou obdobu analýzy rozptylu – Kruskalův-Wallisův test.

$$\begin{aligned} X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1} &\text{ je výběr z } N(\mu_1, \sigma_1^2) \\ &\dots \\ &\dots \\ X_{k1}, X_{k2}, \dots, X_{kn_k} &\text{ je výběr z } N(\mu_k, \sigma_k^2). \end{aligned}$$

Ověřujeme hypotézu

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

proti alternativě, že se alespoň jedna dvojice středních hodnot liší

$$H_A : \neg H_0.$$

Pokud na hladině významnosti α zamítneme nulovou hypotézu, zajímá nás, které dvojice středních hodnot zamítnutí způsobily. Tento krok se nazývá post hoc analýza.

4.3.2 Rozklad celkové variability

Myšlenka analýzy rozptylu je, že celkovou variabilitu závislé proměnné rozdělíme do dvou částí - na variabilitu mezi skupinami a variabilitu uvnitř skupin. Variabilitu jednotlivých pozorování kolem celkového průměru charakterizuje celkový součet čtverců¹⁰,

$$SS_T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{\bar{X}})^2,$$

¹⁰Z angl. = total sum of squares.

resp. celkový rozptyl¹¹

$$MS_T = \frac{SS_T}{(n-1)},$$

kde $n - 1$ je odpovídající počet stupňů volnosti df_T ¹².

Vhodným kvantifikátorem meziskupinové variability (jinak řečeno rozdílu mezi skupinovými průměry) je meziskupinový součet čtverců¹³,

$$SS_B = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{\bar{X}})^2,$$

resp. rozptyl mezi skupinami

$$MS_B = \frac{SS_B}{(k-1)},$$

kde $k - 1$ je odpovídající počet stupňů volnosti df_B . Je zřejmé, že rozptyl mezi skupinami neposkytuje dostatečnou informaci o celkové variabilitě, neboť nepostihuje kolísání dat v jednotlivých skupinách. Variabilitu uvnitř skupin popisuje tzv. reziduální součet čtverců¹⁴

$$SS_e = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2,$$

respektive rozptyl mezi skupinami

$$MS_e = \frac{SS_e}{(n-k)},$$

kde $n - k$ je odpovídající počet stupňů volnosti df_e . Lze dokázat, že $SS_T = SS_B + SS_e$. Všimněme si, že reziduální součet čtverců lze vyjádřit pomocí výběrového rozptylu jednotlivých tříd.

$$SS_e = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \sum_{j=1}^{n_i} \frac{(X_{ij} - \bar{X}_i)^2}{(n_i - 1)} = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2$$

Z výše uvedenými výpočty se nejčastěji setkáme v tabulce jednofaktorové analýzy rozptylu [4].

¹¹Z angl. = mean of squares.

¹²Z angl. = degrees of freedom.

¹³Z angl. = sum of squares between groups.

¹⁴Z angl. = sum of squares errors.

Zdroj variability	Součet čtverců	Počet stupňů volnosti	Rozptyl	F-poměr	p-hodnota
Skupinový	$SS_B = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{X}_i - \bar{\bar{X}})^2$	$df_B = k - 1$	$MS_B = \frac{SS_B}{df_B}$	$\frac{MS_B}{MS_e}$	$1 - F_0(x_{OBS})$
Reziduální	$SS_e = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) s_i^2$	$df_e = n - k$	$MS_e = \frac{SS_e}{df_e}$
Celkový	$SS_T = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (X_{ij} - \bar{\bar{X}})^2$	$df_T = n - 1$

Tabulka 5: Tabulka Anova

4.3.3 Post hoc analýza aneb metody mnohonásobného porovnání

V případě nezamítnutí nulové hypotézy je závěr jasný a testování končí. Pokud však zamítneme H_0 ve prospěch H_A , byla by naše analýza nekompletní, pokud bychom neidentifikovali, mezi kterými dvěma soubory existují statisticky významné rozdíly, kolik takových dvojic je a jaký je mezi nimi vztah. Tento další proces se nazývá post hoc analýza a spočívá v porovnání středních hodnot všech dvojic populací, tzv. mnohonásobném porovnání.

Metody mnohonásobného porovnání středních hodnot vycházejí z testů shody dvou středních hodnot. Pro každou dvojici skupin I a J ($I \neq J$) testujeme

$$H_0 : \mu_I = \mu_J$$

vůči alternativě

$$H_A : \mu_I \neq \mu_J.$$

Zamítneme-li hypotézu H_0 znamená, že skupiny I a J jsou rozšiřitelné daným faktorem. Pro řešení problému mnohonásobného porovnání existuje několik metod, jako například Fisherovo LSD (nejmenší významný rozdíl – Least Significant Difference), Bonferroniho, Scheffého a Tukeyova metoda. Cílem každé metody je udržet danou pravděpodobnost chyby prvního druhu α a v podstatě ji rozdělit mezi všechna porovnání.

4.3.4 Fisherovo LSD (metoda nejmenšího významného rozdílu)

Fisherovo LSD patří mezi nejstarší metody vícenásobného porovnání. Nulovou hypotézu zamítáme pokud

$$|\bar{x}_I - \bar{x}_J| \geq LSD_{IJ},$$

kde LSD_{IJ} nazýváme nejmenší signifikantní diferencí¹⁵ a určíme ji jako

$$LSD_{IJ} = t_{n-k} \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \sqrt{MS_e} \sqrt{\frac{1}{n_I} + \frac{1}{n_J}},$$

kde $t_{1-\frac{\alpha}{2}}(n-k)$ je $(1 - \frac{\alpha}{2})$ kvantil Studentova rozdělení s $n - k$ stupni volnosti.

Nevýhodou metody je, že celková pravděpodobnost chyby I . druhu je vyšší (obvykle podstatně vyšší) než hladina významnosti α zvolená pro jednotlivá dílčí porovnání dvojic.

¹⁵Z angl. = Least Significant Difference.

4.3.5 Znaménkové schéma

Znaménkové schéma je tabulka $k \times k$, ve které každé porovnávané skupině odpovídá jeden řádek a jeden sloupec. V příslušném poli tabulky lze dohodnutým symbolem (tečka, křížek, hvězdička, ...) označit ty dvojice skupin, pro něž byl identifikován statisticky významný rozdíl mezi průměry. Chceme-li zdůraznit různé hladiny významnosti, na nichž lze rozdíl mezi průměry označit za statisticky významný, používáme obvykle pro různé hladiny významnosti různě velké skupiny znaků (např. jeden znak pro $\alpha = 0,05$, dva znaky pro $\alpha = 0,01$ a tři znaky pro $\alpha = 0,001$).

4.3.6 Homogenní skupiny

Jiným způsobem prezentace výsledků post hoc analýzy jsou tzv. homogenní skupiny. Jako homogenní označujeme ty skupiny, pro něž by v jednofaktorové analýze rozptylu nebyla zamítnuta hypotéza o shodě středních hodnot. Při tvorbě homogenních skupin se porovnávané skupiny seřadí do tabulky a to vzestupně podle výběrového průměru, tj. v prvním řádku bude skupina, jejíž průměr je nejmenší, v posledním řádku bude skupina s největším průměrem. Poté se pomocí vhodné metody mnohonásobného porovnání ověřuje shoda mezi první z uvedených skupin a dalšími následujícími a to tak dlouho, dokud lze pro tyto hodnoty nezamítnout hypotézu o shodě středních hodnot. Tyto skupiny pak tvoří první homogenní skupinu. Dále se obdobným způsobem postupuje u dalších skupin v pořadí. Pokud by tímto postupem byla identifikována homogenní skupina, která je podmnožinou již vzniklé (větší) homogenní skupiny, pak se ve výsledku neuvažuje¹⁶.

4.4 Kruskalův-Wallisův test

Tento test je neparametrickou obdobou jednofaktorové analýzy rozptylu, proto se mu někdy říká neparametrická ANOVA. Bývá používán tehdy, chceme-li srovnávat střední hodnoty více než dvou nezávislých souborů na základě výběrů nesplňujících předpoklady pro použití parametrické analýzy rozptylu (zejména normalitu).

Tak jako je analýza rozptylu vícevýběrovým testem shody středních hodnot, Kruskalův-Wallisův test je vícevýběrovým testem shody mediánů.

Nechť je dáno k nezávislých výběrů $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$ atd. až $X_{k1}, X_{k2}, \dots, X_{kn_k}$ z rozdělení se spojitou distribuční funkcí o rozsazích n_1, n_2, \dots, n_k . Označme $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$. Chceme testovat hypotézu o shodě mediánu

$$H_0 : x_{0,5_1} = x_{0,5_2} = \dots = x_{0,5_k}$$

vůči alternativě, že H_0 neplatí.

Pro výpočet pozorované hodnoty testové statistiky se používá analogický postup jako u Mannova-Whitneyova testu. Lze říci, že Kruskalův-Wallisův test je rozšířením Mannova-Whitneyova testu na více než 2 výběry. Všechny n pozorovaných hodnot veličiny X_{ij} se

¹⁶Některé homogenní skupiny se mohou překrývat. Znamená to, že některé skupiny mohou mít vlastnosti blízké více homogenním skupinám současně.

seřadí do rostoucí posloupnosti a určí se jejich pořadí R_{ij} . Tato pořadí uspořádáme do tabulky a určíme tzv. součty pořadí pro jednotlivé výběry T_i .

Výběr	Pořadí veličin X_{ij} v uspořádané rostoucí posloupnosti				Součty pořadí
1	R_{11}	R_{12}	\cdots	R_{1n_1}	T_1
2	R_{21}	R_{22}	\cdots	R_{2n_2}	T_2
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
k	R_{k1}	R_{k2}	\cdots	R_{kn_k}	T_k

Tabulka 6: Tabulka pomocných výpočtů

Celkový součet všech pořadí je $T_1 + \dots + T_k = \frac{n(n+1)}{2}$. Jako testová statistika se používá

$$Q = -3(n+1) + \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{T_i^2}{n_i} - 3(n+1).$$

Kritické hodnoty této statistiky jsou tabelovány ve speciálních tabulkách. Jsou-li rozsahy jednotlivých výběrů alespoň 5 prvků, má testová statistika Q v případě platnosti nulové hypotézy přibližně χ^2 rozdělení s $k-1$ stupni volnosti.

Pak p -hodnota $= 1 - F_0(x_{OBS})$, kde $F_0(x)$ je distribuční funkce χ^2 rozdělení s $k-1$ stupni volnosti.

4.4.1 Pos hoc analýza pro Kruskalův-Wallisův test

Podobně jako u analýzy rozptylu, rovněž u Kruskalova-Wallisova testu nás v případě zamítnutí nulové hypotézy zajímá, která dvojice výběrů se od sebe statisticky významně liší. Pro mnohonásobné porovnání se používá Dunnova metoda (viz Dunn 1963).

Nechť průměrné pořadí i -té skupiny je $t_i = \frac{T_i}{n_i}$, $z_p \dots p$ kvantil normovaného normálního rozdělení, modifikovaná hladina významnosti je $\alpha^* = \frac{\alpha}{\binom{k}{2}}$. Jestliže

$$|t_i - t_j| \geq \sqrt{\frac{1}{2} \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right) n(n+1) z_{1-\alpha^*}},$$

pak se mediány I -tého a J -tého výběru statisticky významně liší.

4.5 ANOVA (dva faktory)

Třídění dat lze provádět podle jednoho či více faktorů. V rámci dvoufaktorové analýzy rozptylu si přiblížíme následující pojmy:

- podtřídy – jednotlivé kombinace úrovní obou faktorů,
- pokusy bez opakování/ s opakováním – pro každou podtřídu bylo provedeno jediné / více pozorování,
- u pokusů s opakováním lze definovat pokusy se stejným / různým počtem pozorování v každé podtřídě,
- pokud se vlivy obou faktorů neskládají aditivně, říkáme, že existuje interakce mezi faktory.

Budeme uvažovat situaci se stejným počtem pozorování v každé podtřídě a navíc interakci mezi oběma faktory. Za uvedených předpokladů funguje test ANOVA nejlépe, ale lze ho použít i v případě nevyváženého třídění.

Označíme-li písmenem n konstantní počet pozorování v každé podtřídě, pak máme k dispozici celkový počet $N = npq$ pozorování, kde p a q je počet sledovaných úrovní u obou faktorů. Jednotlivá pozorování tedy budeme značit symbolem x_{ijk} , kde $k = 1, \dots, n$. Z předpokladu interakce řádkových a sloupcových vlivů pak plyne rovnost

$$x_{ijk} = \mu + \xi_i + \eta_j + \lambda_{ij} + \epsilon_{ijk},$$

kde vlivy λ_{ij} představují systematickou odchylku každého pozorování x_{ij*} od aditivního modelu střední hodnoty $\mu + \xi_i + \eta_j$. Předpokládejme nekorelovanost pozorování a jejich normální rozdělení kolem střední hodnoty s identickým rozptylem σ^2 . Dále budeme předpokládat, že platí

$$\sum_i \xi_i = \sum_j \eta_j = \sum_i \lambda_{ij} = \sum_j \lambda_{ij} = 0.$$

Rozklad celkového součtu S čtverců odchylek jednotlivých pozorování od celkového průměru, tj. $S = \sum_{i,j,k} (x_{ijk} - \bar{x})^2$, má nyní tvar

$$S = S_i + S_j + S_{ij} + S_r,$$

kde pro jednotlivé sčítance platí vztahy

$$S_i = nq \sum_{i=1}^p (\bar{x}_{i*} - \bar{x})^2, S_j = np \sum_{j=1}^q (\bar{x}_{*j} - \bar{x})^2, S_{ij} = n \sum_{ij} (\bar{x}_{ij} - \bar{x}_{i*} - \bar{x}_{*j} + \bar{x})^2$$

a

$$S_r = np \sum_{i,j,k} (\bar{x}_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2.$$

Přičemž $\bar{x}_{i*}, \bar{x}_{*j}$ značí řádkový, resp. sloupcový průměr. Jen doplňme, že jednotlivé součty nazýváme:

- S_i - součet čtverců mezi řádkovými průměry s $(p - 1)$ stupni volnosti,
- S_j - součet čtverců mezi sloupcovými průměry s $(q - 1)$ stupni volnosti,
- S_r - reziduální součet čtverců,
- S_{ij} - součet čtverců interakce

Nyní vypočteme počet stupňů volnosti r reziduálního součtu S_r . Protože S_i má $(p - 1)$ stupňů volnosti, S_j má $(q - 1)$ stupňů volnosti, S_{ij} má $pq - p - q - 1 = (p - 1)(q - 1)$ stupňů volnosti a S má $(N - 1)$ stupňů volnosti, pak pro r platí

$$r = N - 1 - (p - 1) - (q - 1) - (p - 1)(q - 1) = N - p - p(q - 1) = N - pq.$$

Protože

$$E \left[\frac{s_i}{(p - 1)} \right] = \sigma^2 + nq \frac{\sum_i \xi_i^2}{(p - 1)}, E \left[\frac{s_j}{(q - 1)} \right] = \sigma^2 + np \frac{\sum_j \eta_j^2}{(q - 1)}$$

a

$$E \left[\frac{s_{ij}}{(p - 1)(q - 1)} \right] = \sigma^2 + n \frac{\sum_{ij} \lambda_{ij}^2}{(p - 1)(q - 1)},$$

pak, platí-li hypotézy

$$\xi_i = 0, \eta_j = 0, \lambda_{ij} = 0 \text{ pro } i = 1, \dots, p \text{ a } j = 1, \dots, q,$$

jsou tyto podíly $\frac{s_i}{(p-1)}$, $\frac{s_j}{(q-1)}$ a $\frac{s_{ij}}{(p-1)(q-1)}$ nestrannými odhady rozptylu σ^2 . Poměr každého z těchto podílů a podílu $\frac{S_r}{N-pq}$ je za situace správnosti tří výše uvedených hypotéz hodnotou náhodné veličiny s Fisherovým-Snedecorovým rozdělením F o $[p - 1, N - pq]$, $[q - 1, N - pq]$ $[(p - 1)(q - 1), N - pq]$ stupňů volnosti. Testové kritérium F se pak znovu použije k testování všech tří hypotéz. Opět si můžeme vytvořit tabulku analýzy rozptylu, viz tabulka 7.

Zdroj proměnlivosti	Součet čtverců	Stupně volnosti	Podíl	Test. kritérium F
mezi řádky	S_i	$p-1$	$MS_i = \frac{S_i}{p-1}$	$F = \frac{MS_i}{MS_r}$
mezi sloupci	S_j	$q-1$	$MS_j = \frac{S_j}{q-1}$	$F = \frac{MS_j}{MS_r}$
interakce	S_{ij}	$(p-1)(q-1)$	$MS_{ij} = \frac{S_{ij}}{(p-1)(q-1)}$	$F = \frac{MS_{ij}}{MS_r}$
uvnitř podtříd	S_r	$N-pq$	$MS_r = \frac{S_r}{N-pq}$...
celkem	S	$N-1$

Tabulka 7: Tabulka Anova – dva faktory s interakcí

4.6 Regresní analýza

Regresní metody slouží v obecném smyslu k modelování závislostí mezi kvantitativními znaky spojitého typu a korelace slouží k měření síly této závislosti. V praxi se často setkáváme se situací, že veličina Y může být vysvětlena lineární kombinací více proměnných (tzv. regresorů) X_1, X_2, \dots, X_k , kde $k \geq 2$. V takovém případě budeme hovořit o mnohonásobné lineární regresi.

4.6.1 Lineární regresní model

Pro nalezení lineární regresní funkce využijeme tzv. lineární regresní model. Výstupem lineární regrese je hodnota vysvětlované proměnné Y , která je lineární funkcí dvou nebo více regresorů a chyby:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_K x_{i,K} + \epsilon_i$$

$x_{i,k}$ - hodnota k -té vysvětlující proměnné X_k , kde $k \geq 2$

β_0 - regresní konstanta

β_k - regresní koeficient k -té vysvětlující proměnné X_k

K - počet vysvětlujících proměnných X_k

y_i - vysvětlovaná proměnná

Aby bylo možné pro odhad vektoru regresních parametrů použít metodu nejmenších čtverců, musí být splněny základní předpoklady lineárního regresního modelu:

- Náhodné chyby ϵ_i mají normální rozdělení.
- $E(\epsilon_i) = 0$, tj. střední hodnota náhodné složky je nulová aneb náhodná složka nepůsobí systematickým způsobem na hodnoty vysvětlované proměnné Y .
- $D(\epsilon_i) = \sigma^2$, tj. rozptyl náhodné složky je konstantní aneb variabilita náhodné složky nezávisí na hodnotách vysvětlujících proměnných a tudíž i podmíněna variabilita vysvětlované proměnné nezávisí na hodnotách vysvětlujících proměnných a je rovna neznámé kladné konstantě σ^2 .
- $Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$, tj. hodnoty náhodné složky jsou nekorelované, z čehož vyplývá i nekorelovanost různých dvojic pozorování vysvětlované proměnné Y . Lze ověřit pomocí Durbinova-Watsonova testu.
- $H(X) = k + 1 < n$. V praxi by měl být počet pozorování výrazně větší než počet vysvětlujících proměnných.
- V případě vícenásobné regrese nesmí mezi vysvětlujícími proměnnými existovat silná korelace, tzv. multikolinearita.

Předpoklady, na nichž je model založen, ověřujeme většinou pomocí jednoduchých exploračních grafů, resp. pomocí známých testů.

4.6.2 Rezidua

Pokud máme k dispozici odhad lineárního regresního modelu, potom označme chyby nalezeného řešení

$$\epsilon_i = y_i - \hat{y}_i,$$

kde

y_i - naměřená hodnota,
 \hat{y}_i - odhadovaná hodnota.

Tento parametr ukazuje, jak blízko jsou si skutečné a modelové hodnoty. Velikost chyby neboli rozptyl reziduí je malý, pokud naše modelové hodnoty jsou ve shodě s daty náhodného výběru. Algoritmus pro odhad regresní rovnice zaručuje, že součet reziduí je vždy roven nule. Pomocí ϵ_i lze spočítat i některé regresní statistiky, více v [9].

4.6.3 Bodový odhad regresních koeficientů

Za splnění výše uvedených podmínek můžeme pro řešení lineárního regresního modelu použít metodu nejmenších čtverců, která odhaduje koeficienty tak, aby součet čtverců chyb byl minimální. Výsledná rovnice predikce je

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i,1} + \hat{\beta}_2 x_{i,2} + \cdots + \hat{\beta}_K x_{i,K},$$

kde symbol $\hat{\cdot}$ označuje odhadované hodnoty. Maticově lze odhad regresní funkce zapsat ve tvaru

$$\hat{\mathbf{y}} = \begin{bmatrix} \hat{y}_1 \\ \hat{y}_2 \\ \vdots \\ \hat{y}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \cdots & \cdots & x_{1,K} \\ 1 & x_{2,1} & \cdots & \cdots & x_{2,K} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \cdots & \vdots \\ 1 & x_{n,1} & \cdots & \cdots & x_{n,K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_K \end{bmatrix} = \mathbf{X}\hat{\beta}.$$

Metoda nejmenších čtverců slouží k nalezení takového řešení, aby součet druhých mocnin chyb nalezeného řešení byl minimální. Rezidua nalezeného řešení jsou definována následovně

$$\epsilon_i = y_i - \hat{y}_i \text{ pro každé } i = 1, \dots, n,$$

resp.

$$\epsilon = \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_1 \\ \vdots \\ \epsilon_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \hat{y}_1 \\ \hat{y}_2 \\ \vdots \\ \hat{y}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 1 & x_{1,1} & \cdots & \cdots & x_{1,K} \\ 1 & x_{2,1} & \cdots & \cdots & x_{2,K} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \cdots & \vdots \\ 1 & x_{n,1} & \cdots & \cdots & x_{n,K} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_K \end{bmatrix} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}$$

Pomocí derivace podle proměnné $\hat{\beta}$ minimalizujeme zadané kritérium

$$\varphi = \sum_{i=1}^n \epsilon^2 = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})^\top (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^n (y_i - x_i \hat{\beta})^2.$$

Součet bude minimální tehdy, když jeho derivace podle proměnné $\hat{\beta}$ bude rovna nula. Tímto krokem získáme tzv. systém normálních rovnic

$$\frac{\partial \varphi}{\partial \hat{\beta}} = -2X^T(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}) = 0 \rightarrow (\mathbf{X}^T\mathbf{X})\hat{\beta} = \mathbf{X}^T\mathbf{y}.$$

Jakmile násobíme inverzí $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$ obě strany rovnice, získáme odhady regresních koeficientů $\hat{\beta}$:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}^T\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^T\mathbf{y}.$$

4.6.4 Verifikace modelu

Proto, abychom mohli prohlásit, že náš model je kvalitní, musíme nalézt odpovědi na celou řadu otázek, např. zda jsme použili správný typ funkce, jestli byl proveden vhodný výběr vysvětlujících proměnných a jejich jednotlivé zhodnocení, oprávněnost použití metody nejmenších čtverců.

4.6.5 Ověřování stability modelu

Při aplikaci metody nejmenších čtverců platí vztah $SS_y = SS_{\hat{y}} + SS_e$, kde

$SS_y = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$ je celkový součet čtverců,

$SS_{\hat{y}} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ je součet čtverců modelu a

$SS_e = \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$ je reziduální součet čtverců.

Ve vzorci pro součet čtverců modelu se místo průměru z odhadnutých hodnot \hat{y} objevuje průměr \bar{y} z napozorovaných hodnot. Je to dáno tím, že aplikací metody nejmenších čtverců lze ukázat shodnost obou průměrů a proto můžeme psát

$$\bar{y} = \bar{\hat{y}}.$$

4.6.6 Celkový F -test

Pomocí F -testu si ověříme, zda jsme zvolili správný typ regresní funkce. Ověřujeme hypotézu, jestli hodnota vysvětlované proměnné závisí na lineární kombinaci vysvětlujících proměnných. Testujeme nulovou hypotézu

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_K = 0$$

proti alternativně

$$H_A : \neg H_0.$$

V případě nezamítnutí nulové hypotézy je špatně zvolena množina vysvětlujících proměnných. Potom musíme najít novou, lepší množinu, které nám bude lépe modelovat hodnoty vysvětlované proměnné. Nevýznamnost regresních koeficientů je jev velmi ojedinělý. Pro tento test má testová statistika Fisherovo-Snedecorovo rozdělení s k stupni volnosti v čitateli a $n - (k + 1)$ stupni volnosti ve jmenovateli a má tvar

$$F = \frac{\frac{SS_{\hat{y}}}{k}}{\frac{SS_e}{n-(k+1)}},$$

kde výraz v čitateli označujeme jako průměrný čtverec modelu a výraz ve jmenovateli jako průměrný čtverec reziduí.

$$P - \text{hodnota} = 1 - F_0(x_{OBS}),$$

kde $F_0(x)$ je distribuční funkce (Fisher-Snedecorovo) rozdělení s k stupni v čitateli a $n - (k + 1)$ stupni volnosti ve jmenovateli. Za účelem větší přehlednosti se výsledky F -testu zapisují do tabulky ANOVY (viz tabulka 8).

Zdroj variability	Součet čtverců	Stupně volnosti	Rozptyl	F-poměr	p-hodnota
Model	$SS_{\hat{y}} = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$	$df_{\hat{y}} = k$	$\frac{SS_{\hat{y}}}{df_{\hat{y}}}$	$\frac{SS_{\hat{y}}/df_{\hat{y}}}{SS_{\epsilon}/df_{\epsilon}}$	$1 - F_0(x_{OBS})$
Reziduální	$SS_{\epsilon} = \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$	$df_{\epsilon} = n - (k + 1)$	$\frac{SS_{\epsilon}}{df_{\epsilon}}$
Celkový	$SS_y = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$	$df_y = n - 1$

Tabulka 8: Tabulka Anova pro vícenásobnou regresi

4.6.7 Ověření normality reziduí

Grafický přístup k testování normality chyby ϵ_i spočívá v porovnání histogramu reziduí s Gaussovou křivkou rozdělení pravděpodobnosti. Histogram by měl připomínat tvar zvonu a kopírovat křivku normálního rozdělení. Zmíněný přístup je vhodný u rozsáhlejších výběrů.

4.6.8 Test nulovosti střední hodnoty reziduí

Lze ověřit buď grafem reziduí v závislost na kterékoliv proměnné nebo jednovýběrovým t testem, pokud je splněn výše uvedený předpoklad normality. V prvním případě pozorujeme náhodně rozmístěná rezidua kolem horizontální osy.

4.6.9 Test homoskedasticita reziduí

Mezi další pravidla zařadíme ověření konstantního rozptylu reziduí. Pomocí grafu reziduí a odhadovaných hodnot \hat{y}_i závislé proměnné je možné orientačně rozhodnout o homoskedasticitě reziduí. Tento typ reziduí se s přibývajícím počtem odhadovaných hodnot \hat{y}_i moc nemění.

4.6.10 Autokorelace reziduí

V této oblasti je třeba ověřit vlastnost náhodné složky ϵ_i , zda má charakter nekorelované náhodné veličiny. Autokorelaci se na grafu reziduí a předpovídaných hodnot \hat{y}_i projeví systematickým snižováním nebo zvyšováním hodnot reziduí, resp. můžeme mezi rezidui a předpovídanými hodnotami pozorovat nelineární závislost. Autokorelaci reziduí ověříme pomocí Durbin-Watsonovy statistiky ve tvaru

$$D_W = \frac{\sum_{i=2}^n (\epsilon_i - \epsilon_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2}.$$

Obor hodnot této statistiky je interval $\langle 0, 4 \rangle$. Je-li hodnota blízká nebo rovna 2, pak rezidua nevykazují žádnou autokorelaci. Hodnoty D_W statistiky, které jsou menší než 2, značí pozitivní autokorelaci a naopak hodnoty větší než 2 vymezují autokorelaci negativní.

4.6.11 Multikolinearita

Uvedenou vlastnost je nutné ověřit v případě vícenásobných lineárních modelů. Vysvětlující proměnné musí být nevyhnutelně vždy lineárně nezávislé, tedy neexistuje žádný lineárně závislý regresor. Pokud nemáme k dispozici data z plánovaného experimentu, poté se vždy v lineárním regresním modelu vyskytuje jistý stupeň multikolinearity. Při statistickém zpracování přináší takto závislé proměnné řadu potíží, které s intenzitou multikolinearity rostou. Zmíněnou vlastnost ověříme například pomocí korelace (více nalezneme v [4]).

4.6.12 Korelační analýza

V této kapitole se budeme zabývat popisem síly závislosti, tzn. zda jsou hodnoty vysvětlované proměnné blízko nebo daleko od odhadnuté křivky regresní funkce.

Je nepochybné, že s rostoucí kvalitou modelu stoupá hodnota součtu čtverců modelu a reziduální součet čtverců klesá. Nyní upravíme rovnici $SS_y = SS_{\hat{y}} + SS_e$ na tvar $1 = \frac{SS_{\hat{y}}}{SS_y} + \frac{SS_e}{SS_y}$. Pokud je množinou odhadovaných hodnot dobře popsána závislost mezi vysvětlovanou proměnnou a regresory, bude hodnota prvního zlomku blízká jedničce a hodnota druhého zlomku nule. V opačném případě, kdy model špatně vystihuje zkoumanou závislost, budou hodnoty obou zlomků opačné. Získali jsme vhodné kritérium na testování kvality modelu, proto zavedeme

$$R^2 = \frac{SS_{\hat{y}}}{SS_y} = 1 - \frac{SS_e}{SS_y} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

a nazveme jej indexem determinace.

Pomocí vypočtené hodnoty indexu determinace dostaneme informaci o kvalitě modelu, neboli kolik procent rozptylu vysvětlované proměnné je vysvětleno modelem a kolik zůstalo nevysvětleno. Stejně jako v případě Nash-Sutcliffova koeficientu účinnosti nabývá tento index hodnoty z intervalu hodnot od 0 do 1. Musíme na druhou stranu uvést, že index determinace nadhodnocuje podíl modelu na vysvětlení celkové variability závislé proměnné. Jeho hodnota se vzrůstajícím počtem regresorů roste. Z tohoto důvodu se zavádí modifikovaný (adjustovaný) index determinace R_{adj}^2 , který už není počtem vysvětlujících proměnných tolik ovlivněn. Modifikovaný index determinace se zvýší jedině v případě, pokud nový regresor vylepší výstup regresního modelu.

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{\frac{SS_e}{n-(k+1)}}{\frac{SS_y}{n-1}} = 1 - \frac{n-1}{n-(k+1)}(1-R^2)$$

Všimneme si, že $R_{adj}^2 < R^2$. Rozdíl je výrazný, pokud je počet pozorování n jen o málo větší než počet regresorů k . Naopak, pokud je $n \gg k$, pak se hodnota R_{adj}^2 přibližuje hodnotě R^2 .

4.7 Hodnocení kvality modelu

Na této stránce se zaměříme na číselné charakteristiky, které umožňují číselně popsat kvalitu modelu.

4.7.1 Nash-Sutcliffův koeficient účinnosti

Nash-Sutcliffův koeficient popisuje sílu předpovědi modelu, nejčastěji v hydrologii. Nabývá hodnot z intervalu $-\infty$ až 1, ale v rámci hodnocení nás zajímá pouze interval $0 - 1$. Záporný koeficient účinnosti by znamenal, že průměr naměřených hodnot je lepší modelová hodnota než hodnoty samotného modelu, což je pro nás nepřijatelné. Takový model nelze interpretovat.

Nyní se blíže podíváme na interval, který nás zajímá. Je-li koeficient účinnosti roven 1, dochází k absolutní shodě mezi modelovanými a naměřenými hodnotami a výsledky jsou nejlepší. Pokud je Nash-Sutcliffův koeficient větší než 0,5, považujeme výsledky za uspokojivé. Naopak pokud se účinností blížíme k 0, je předpověď tak dobrá jako průměr z naměřených dat. Obecně můžeme říci, že čím více se účinnost modelu blíží 1, tím je model přesnější. Nash-Sutcliffův koeficient účinnosti je definován následovně [6]:

$$E = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - Q_m^t)^2}{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - \bar{Q}_o)^2}$$

kde Q_o je naměřená hodnota a Q_m je hodnota modelu. Index t označuje cyklus přes všechny hodnoty.

4.7.2 Střední chyba odhadu

Značí se ME a je dána jako průměr hodnot reziduí

$$ME = \frac{\sum_{t=1}^T Q_o^t - Q_m^t}{T}.$$

Pokud je hodnota střední chyby odhadu záporná, pak je model oproti skutečnosti nadhodnocen a v opačném případě (kladná hodnota) je podhodnocen.

5 Očištění databáze

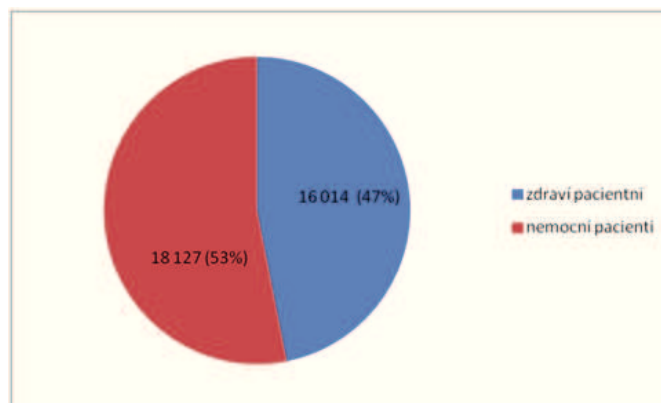
Součástí zadání diplomové práce byl adresář s 33 soubory excelovského formátu. Informace zapsané v těchto souborech pochází ze spirometrického vyšetření pacientů z Kliniky pracovního a preventivního lékařství Fakultní nemocnice Ostrava. Každý z těchto souborů obsahuje údaje o zhruba jednom tisíci pacientů. Bohužel jednotlivé soubory nebyly dobře strukturované (viz obrázek 11), a proto byl jejich obsah transformován přiloženým programem do podoby běžné databáze (viz obrázek 12).

Bohužel se často zapomíná, že se užitečná data mohou statisticky zpracovávat. Proto je vhodné na to myslet a při jejich sběru mít nastavený správný formát a strukturu nově se tvořící databáze. Následně je možno mnohem jednodušeji provést jakákoliv statistická šetření nebo prosté výběry z dat.

Program, který realizoval transformaci dat, čte sekvenčně řádky vstupního csv souboru. V prvním sloupci je vždy uložena informace o jaký záznam se jedná (věk, datum, plicní parametry). Při běhu dochází ke čtení jednotlivých hodnot, kontrole a k jejich uložení, dokud se nenarazí na nové vyšetření. To obvykle nastává s novým kalendářním datem. Je-li další vyšetření nalezeno, program do výstupního souboru zapíše uložené informace. Tyto informace se musí vypisovat až zpětně, protože někdy jsou některé hodnoty naměřeny vícekrát a za platnou se považuje pouze ta poslední.

Po sjednocení všech souborů s daty v programu Microsoft Excel bylo k dispozici celkem 34141 záznamů vyšetření. Podle kritéria uvedeného v kapitole 2.4 bylo nutné vybrat záznamy zdravých pacientů a v rámci odstranění duplicit¹⁷ byly vyhledány záznamy s nejvyššími hodnotami. Celkový počet takto vybraných pacientů byl 8987.

Dále u zkoumaných parametrů jsem přepočítával náležité hodnoty pomocí regresních rovnic, protože některé byly neslučitelné se životem. Ve vybrané databázi probandů byly nalezeny hodnoty blízké nule, které Mudr. Zdeňka Hajduková, Phd. označila za chybné. Na obrázku 10 si lze prohlédnout poměr počtu záznamů zdravých a nemocných pacientů (s duplicitami).



Obrázek 10: Počet záznamů zdravých a nemocných pacientů

¹⁷Datový soubor obsahuje více než jeden záznam vyšetření pro každého pacienta.

Seznam úkolů:

- Vliv věku na výsledky spirometrického vyšetření.
- Vliv pohlaví a výšky na výsledky spirometrického vyšetření.
- Ověření kvality modelů spirometrických parametrů.
- Návrh nových modelů spirometrických parametrů a ověření jejich kvality.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
21	MIF75	l/s	4,29	2,45	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
22	PIF	l/s	3,7	2,74	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
23	Ain	l*/l/s		6,42	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
24	FVCex	l	4,42	2,57	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
25	FVCin	l	4,6	2,94	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
26	FEV1*30	l		69,56	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
27	MEF25-75	l/s	3,46	2,78	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
28	MEF15-25	l/s		1,01	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
29	MEF25/FV	1/s	1,02	0,41	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
30	MEF50/FV	1/s	4,42	1,37	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
31	MEF75/FV	1/s		1,71	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
32	PEF/FVC	1/s		1,97	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
33	FEV1/FVC	%	76	90	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
34	tex	s		2,6	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
35	FEV0.5	l	3,03	1,85	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
36	FEV0.55	l		1,91	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
37	FEV0.6	l		1,96	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV
38	FEV0.65	l		2,01	JaJar0106			1.6.1939	1.4.2004	181	99	Spiro/FV

Obrázek 11: Struktura databáze před transformací

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
1							Statické plicní objemy					
2							VC [l]					
3	příjmení	a pohlaví	věk	věková sk	výška	váha	náležita	náležita-v	pre	VC - pocit	pre%	nove pre%
21		Ž	55	4	156	89	2,59	2,56	2,2	2,2	84	86
22		M	42	3	168	77	0,274	4,42	3,71	3,71	1354	84
23		M	38	2	176	70	0,386	5,02	4,84	4,84	1253	96
24		M	30	1	185	79	0,61	5,80	4,15	4,15	680	72
25		M	48	3	182	95	0,106	5,11	5,58	5,58	5264	109
26		M	58	4	176	90	4,49	4,46	4,01	4,01	89	90
27		M	60	4	177	118	4,49	4,47	4,56	4,56	101	102
28		Ž	24	1	164	50	0,778	3,71	2,98	2,98	383	80
29		Ž	53	4	162	89	2,92	2,89	2,79	2,79	95	96
30		M	51	4	161	90	0,022	3,74	3,28	3,28	14909	88
31		M	62	4	169	82	3,95	3,92	3,59	3,59	90	92
32		M	58	4	179	82	4,67	4,65	4,51	4,51	96	97

Obrázek 12: Struktura nové databáze

6 Vliv věku na výsledky spirometrického vyšetření

Nyní bude prezentován vliv věku na zadané parametry VC, FEV1, MEF25-75%. Hodnocení každého parametru se skládá z posouzení vlivu na celý výběr, muže a ženy. Před provedením hlubší analýzy (ANOVA), si nejdříve prohlédneme základní, resp. explorační analýzu dat podle věku. Pro potřeby ANOVY je nutné kategorizovat proměnnou věk. Všechny testy budou provedeny na hladině významnosti 0,05.

Hranice věkové třídy (roky)	Kód
$(0, 30]$	1
$(31, 40]$	2
$(41, 50]$	3
$(51, 100)$	4

Tabulka 9: Kódování věkových tříd

6.1 VC parametr - celkem

Jak již bylo uvedeno, první z uvedených parametrů (VC) představuje maximální objem vzduchu, který je možné vydechnout po maximálním nádechu. V tabulce 10 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Je zřejmé, že s rostoucím věkem pozorujeme pokles celkové kapacity plic, a tím pádem pacienti vyššího věku absolvují spirometrické vyšetření častěji. S tímto názorem koreponduje zaznamenaný počet probandů v jednotlivých věkových třídách (viz tabulka 10).

VC - pre										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	1037	4,73	0,95	0,20	2,48	4,02	4,81	5,39	7,34
31 - 40 let	2	1236	4,54	0,90	0,20	2,38	3,85	4,56	5,18	7,46
41 - 50 let	3	1938	4,16	0,83	0,20	1,88	3,57	4,18	4,72	6,95
nad 50 let	4	4222	3,64	0,73	0,20	1,51	3,12	3,62	4,10	7,81
celkem		8433	4,03	0,91	0,23	1,51	3,35	3,94	4,63	7,81

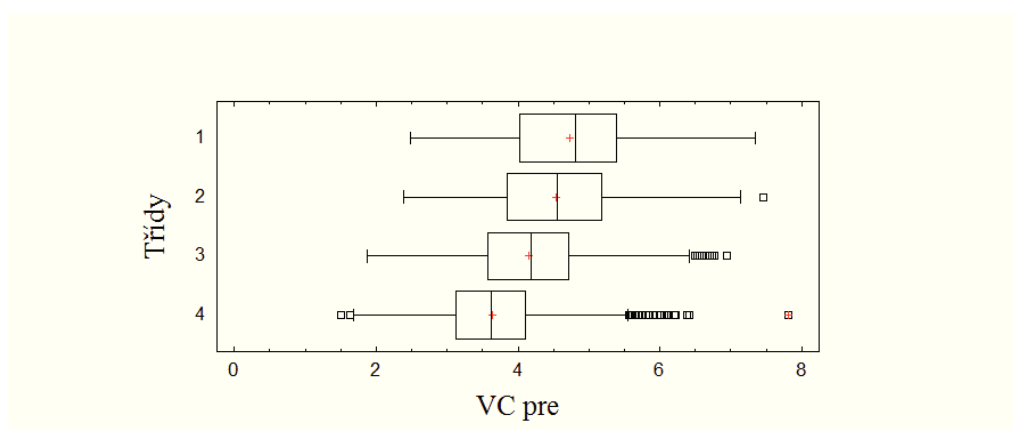
Tabulka 10: Explorační charakteristiky pro parametr VC-celkem

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 8433 zdravých pacientů, přičemž více než polovina byli lidé starší 50 let. Hodnota variačního koeficientu je pod hranicí 50%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou VC. Nejmenší naměřená hodnota byla 1,51 litrů a naopak největší 7,81 litrů. Výsledek větší než 3,35 litrů byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejně procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než 4,63 litrů. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

Na obrázku 13 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr VC. Vidíme, že s rostoucím věkem roste i počet odlehlých pozorování v grafu. Dle mého názoru u mladých

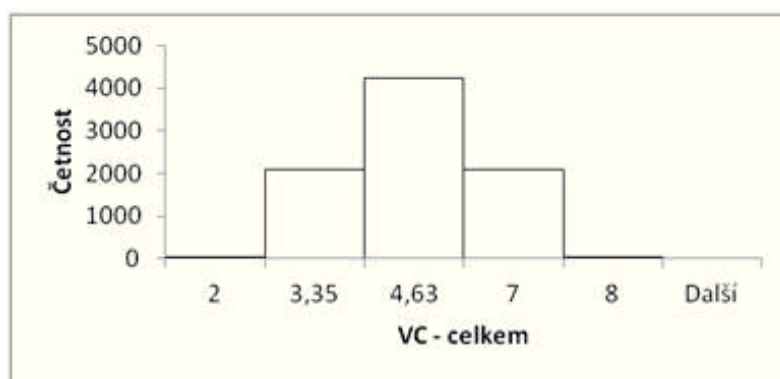
lidí hrají důležitou roli genetické předpoklady, zdravý životní styl a dobrá tělesná kondice. Všechny uvedené aspekty zajišťují téměř ideální hodnoty vitální kapacity. Naopak ve stáří neprojevují hodnoty VC takovou konzistentnost, zejména kvůli různým nemocem z povolání, fyziologickým změnám ve stáří (snížení elasticity plic a svalů hrudníku), nebo udržování tělesné kondice.

U věkových tříd 1 a 2 jsou rozdíly mezi hodnotami parametru VC minimální, výsledky zbývajících dvou věkových tříd ukazují větší rozdíly. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami VC (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).



Obrázek 13: Vliv věku na VC - celkem

V tento okamžik se budou ověřovat předpoklady analýzy rozptylu. Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 14 zamítnout.



Obrázek 14: Histogram parametru VC

Variance Check

Cochran's C test: 0,307788 P-Value = 0,0
 Bartlett's test: 1,02165 P-Value = 0,0
 Hartley's test: 1,70249
 Levene's test: 69,9556 P-Value = 0,0

Obrázek 15: Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)

Dle obrázku 15 je nulová hypotéza o rovnosti rozptylů Leveneho testem zamítnuta ($p - \text{hodnota} \approx 0$), proto dále pokračujeme neparametrickou obdobou ANOVY - Kruskal-Wallisovým testem (viz kap.4.4).

Volba nulové a alternativní hypotézy:

$$H_0 : x_{0,5_1} = x_{0,5_2} = x_{0,5_3} = x_{0,5_4},$$

$$H_A : \neg H_0.$$

Testové kritérium: 271,27

p-hodnota: ≈ 0

Na základě uvedených výsledků můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní. Pro úplné šetření zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi mediány.

tr-ts (kritická hodnota)											
r\s	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	-	54,21 (68,455)	188,052 (63,021)	456,278 (57,605)							
2	54,21 (68,455)	-	133,842 (56,749)	402,068 (50,667)							
3	188,052 (63,021)	133,842 (56,749)	-	268,226 (43,043)							
4	456,278 (57,605)	402,068 (50,667)	268,226 (43,043)	-							

Tabulka 11: Znaménkové schéma pro VC - celkem [12]

V tabulce 11 lze pozorovat, že věkové třídy 1 a 2 je možné sjednotit, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru VC v těchto věkových skupinách nejsou statisticky významné. Statisticky významné rozdíly nalézáme u skupin 3 a 4. K zmíněné statistické významnosti dochází i v porovnání průměrných hodnot parametru pacientů ze tříd 3 a 4 s mladšími jedinci ze skupin 1 a 2.

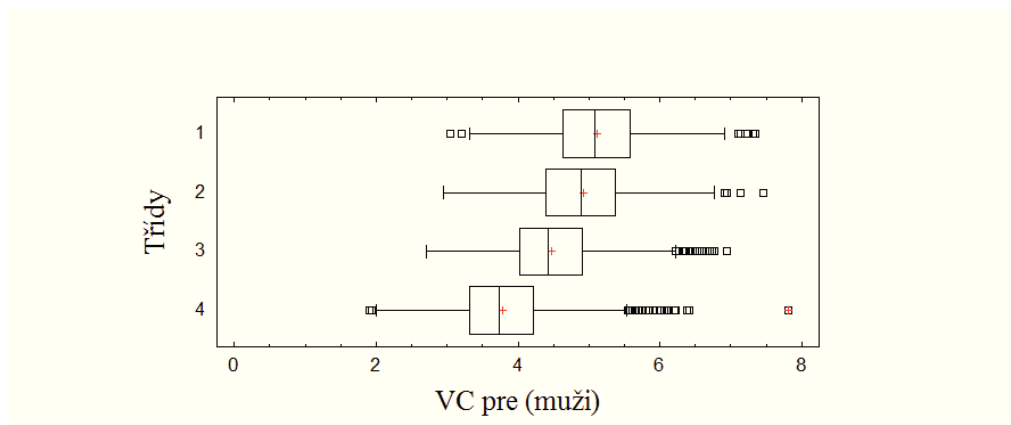
6.2 VC parametr - muži

V tabulce 12 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Opět pozorujeme snížení vitální kapacity s přibývajícím věkem.

VC - pre (muži)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Šměr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	779	5,12	0,72	0,14	3,04	4,64	5,09	5,58	7,34
31 - 40 let	2	895	4,92	0,72	0,15	2,95	4,40	4,89	5,37	7,46
41 - 50 let	3	1458	4,47	0,66	0,15	2,71	4,02	4,42	4,90	6,95
nad 50 let	4	3535	3,79	0,67	0,18	1,90	3,32	3,74	4,21	7,81
celkem		6667	4,25	0,86	0,20	1,90	3,63	4,18	4,82	7,81

Tabulka 12: Explorační charakteristiky pro parametr VC-muži

Celkem 6667 mužů podstoupilo spirometrické vyšetření, přičemž více než polovina byla starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu je opět výrazně pod hranicí 50%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou VC. Nejmenší naměřená hodnota byla 1,9 litrů a naopak největší 7,81 litrů. Výsledek větší než 3,63 litrů byl naměřen u 75% všech mužů. Stejně procento mužů má hodnoty vyšetření menší než 4,82 litrů. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

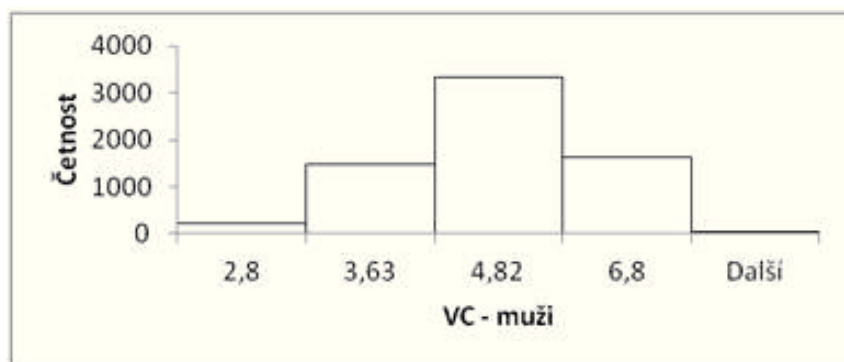


Obrázek 16: Vliv věku na parametr VC - muži

Na obrázku 16 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr VC. Vidíme, že s rostoucím věkem znovu roste i počet odlehlých pozorování v grafu. Proti předcházejícímu hodnocení se tyto odlehlá pozorování navíc nacházejí v rámci věkových tříd 1 a 2. Genetické dispozice, zdravý životní styl, dobrá tělesná kondice, nebo naopak různé nemoci jsou vlivy, které podle mého názoru u mladých mužů způsobují výskyt těchto extrémních hodnot vitální kapacity. U starších mužů vypadá, že se zmíněné vlivy projevují výrazněji, a z tohoto důvodu stoupá počet odlehlých pozorování.

U věkových tříd 1 a 2 se rozdíly mezi hodnotami parametru VC zdají minimální, jasně větší rozdíly ve výsledcích lze shlédnout u zbývajících dvou skupin. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami VC (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

Nyní se budou ověřovat předpoklady analýzy rozptylu. Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obr. 17 zamítnout.



Obrázek 17: Histogram parametru VC

Dle obrázku 18 je nulová hypotéza o rovnosti rozptylů Leveneho testem zamítnuta ($p - \text{hodnota} \approx 0$), proto dále pokračujeme neparametrickou obdobou ANOVY - Kruskal-Wallisovým testem (viz kap. 4.4).

Variance Check

Cochran's C test: 0,271157 P-Value = 0,0109783
 Bartlett's test: 1,00208 P-Value = 0,00311775
 Hartley's test: 1,19538
 Levene's test: 5,32883 P-Value = 0,00115095

Obrázek 18: Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)

Volba nulové a alternativní hypotézy:

$$H_0 : x_{0,5_1} = x_{0,5_2} = x_{0,5_3} = x_{0,5_4},$$

$$H_A : \neg H_0.$$

Testové kritérium: 514,55

p-hodnota: ≈ 0

Na základě uvedených výsledků můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní. Pro úplné šetření zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi mediány.

tr-ts (kritická hodnota)											
r\š	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	-	52,321 (69,246)	259,011 (62,067)	619,77 (56,054)							
2	52,321 (69,246)	-	206,691 (59,335)	567,449 (53,014)							
3	259,011 (62,067)	206,691 (59,335)	-	360,759 (43,218)							
4	619,77 (56,054)	567,449 (53,014)	360,759 (43,218)	-							

Tabulka 13: Znaménkové schéma pro VC - muži [12]

V tabulce 13 lze pozorovat, že věkové třídy 1 a 2 je znovu možné sjednotit, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru VC v těchto věkových skupinách nejsou statisticky významné. Statisticky významné rozdíly nalézáme u skupin 3 a 4. K zmíněné statistické významnosti dochází i v porovnání průměrných hodnot parametru pacientů ze tříd 3 a 4 s mladšími jedinci ze skupin 1 a 2.

6.3 VC parametr - ženy

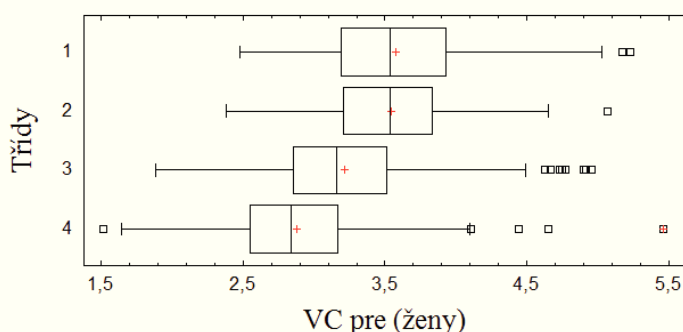
V tabulce 14 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Pozorovaný pokles vitální kapacity už není s přibývajícím věkem tolik výrazný.

VC - pre (ženy)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	258	3,58	0,52	0,14	2,48	3,19	3,54	3,93	5,23
31 - 40 let	2	341	3,54	0,47	0,13	2,38	3,21	3,54	3,83	5,07
41 - 50 let	3	480	3,21	0,51	0,16	1,88	2,85	3,16	3,51	4,96
nad 50 let	4	687	2,87	0,47	0,16	1,51	2,55	2,84	3,17	5,46
celkem		1766	3,20	0,57	0,18	1,51	2,80	3,16	3,56	5,46

Tabulka 14: Explorační charakteristiky pro parametr VC-ženy

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 1766 žen, na rozdíl od předcházejících šetření se zde neprojevil trend nadpolovičního počtu pacientů nad 50 let. Hodnota variačního koeficientu je pod hranicí 50%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou VC. Nejmenší naměřená hodnota byla 1,51 litrů a naopak největší 5,46 litrů. Výsledek větší než 2,80 litrů byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejně procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než 3,56 litrů. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

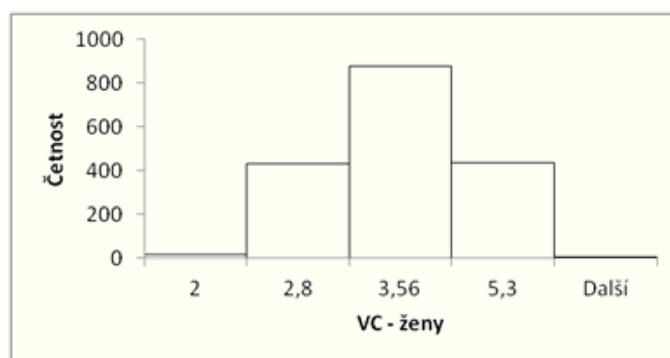
Na obrázku 19 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr VC. Odlehlá pozorování se nacházejí ve všech věkových třídách. Znovu se ukázalo, že nejvyšších hodnot vitální kapacity je dosaženo do 30 let, následně s projevy fyziologického procesu stárnutí se snižují hodnoty VC. Snižuje se elasticita hrudníku a plic a k tomu se připočítávají různé civilizační faktory (kouření, prašnost, smog, nedostatek pohybu).



Obrázek 19: Vliv věku na parametr VC - ženy

V prvních dvou věkových skupinách se zdá, že není závislost velikosti vitální kapacity na věku. U věkových tříd 1 a 2 neexistují prakticky žádné rozdíly mezi hodnotami parametru VC. Výsledky zbývajících dvou věkových tříd ukazují větší rozdíly, a tudíž se vzrůstajícím věkem klesá velikost VC. Dále se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami VC (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

V této chvíli se budou ověřovat předpoklady analýzy rozptylu. Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 20 zamítnout.



Obrázek 20: Histogram parametru VC

Dle obrázku 21 není nulová hypotéza o rovnosti rozptylů Leveneho testem zamítnuta ($p - \text{hodnota} \approx 0,24$), proto dále pokračujeme tabulkou ANOVA (viz kap. 4.3).

Variance Check

Cochran's C test: 0,276521 P-Value = 0,146677
 Bartlett's test: 1,0033 P-Value = 0,121648
 Hartley's test: 1,22999
 Levene's test: 1,407 P-Value = 0,238951

Obrázek 21: Ukázka výstupu ze Statgraphicsu (Ověření homoskedasticity)

Na základě tabulky 15 můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní (p-hodnota se přibližně rovná nule).

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	149,804	3	49,9345	209,82	0,0000
Within groups	419,341	1762	0,237991		
Total (Corr.)	569,144	1765			

Tabulka 15: Výsledky analýzy rozptylu (závislost vitální kapacity na věku)

Pro úplné šetření zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi výběrovými průměry. Odhalíme ty výběry, které by se daly považovat za výběry z jedné populace (tj. homogenní skupina).

Method: 95,0 percent LSD			
Col_1	Count	Mean	Homogeneous Groups
4	687	2,87488	X
3	480	3,21104	X
2	341	3,54449	X
1	258	3,57698	X

Tabulka 16: Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru VC - ženy

O výsledcích parametru VC – ženy lze říci, že věkové třídy 1 a 2 tvoří jednu skupinu, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru VC v těchto věkových skupinách nejsou statisticky významné. Statisticky významnější rozdíly nalézáme u skupin 3 a 4, kde se dají sledovat výrazně nižší hodnoty VC.

6.4 FEV1 parametr - celkem

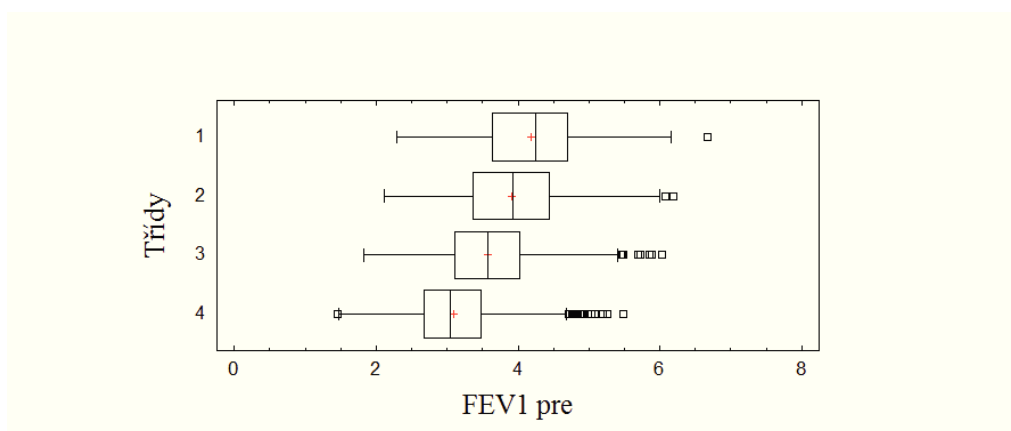
Pro začátek připomeňme, že výše jmenovaný parametr popisuje objem vydechnutého vzduchu během první sekundy usilovné vitální kapacity. Hodnocení každé ze tří skupin (celkem, muži, ženy) bude provedeno stejným způsobem jako u parametru VC.

V tabulce 17 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Znovu se projevuje vysoký počet pacientů nad 50 let. Velikost tohoto čísla je dána hlavně nutností vyšetřovat větší počty lidí, protože dýchacích potíží s věkem přibývá oproti mladé populaci. Ve věkové skupině nad 50 let je navíc toto vyšetření prováděno v rámci screeningu u předoperačního vyšetření.

FEV1 - pre										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Šměr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	1037	4,18	0,76	0,18	2,29	3,64	4,25	4,70	6,68
31 - 40 let	2	1236	3,92	0,72	0,18	2,11	3,37	3,93	4,44	6,19
41 - 50 let	3	1938	3,57	0,68	0,19	1,83	3,11	3,58	4,03	6,03
nad 50 let	4	4222	3,09	0,60	0,19	1,45	2,67	3,05	3,48	5,48
celkem		8433	3,46	0,77	0,22	1,45	2,89	3,39	3,98	6,68

Tabulka 17: Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 - celkem

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 8433 zdravých pacientů, přičemž lze pozorovat výrazně větší počet návštěv ordinací u lidí starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu nabývá 22%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou FEV1. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,45\text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $6,68\text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $2,89\text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejně procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než $3,98\text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.



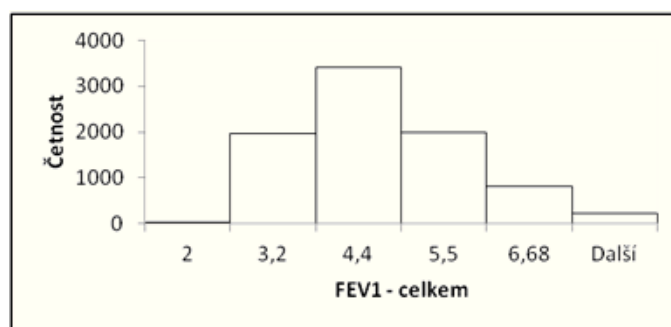
Obrázek 22: Vliv věku na parametr FEV1 - celkem

Na obrázku 22 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr FEV1. Z grafu je zřejmé, že v každé věkové třídě je počet odlehlých pozorování o něco větší než ve třídě předcházející. Podle mého názoru tyto hodnoty odpovídají skupině lidí s lepšími tělesnými dispozicemi ať už konstitučními nebo trénovanými.

Lze usoudit, že rozdíly mezi hodnotami parametru FEV1 všech věkových tříd se zdají být podstatnější. Pravděpodobně se projevuje přímá závislost objemu vydechnutého vzduchu v první sekundě FVC na věku. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozo-

rované rozdíly mezi hodnotami FEV1 (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

Prvním krokem této statistické metody je ověření předpokladů. Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 23 zamítnout.



Obrázek 23: Histogram parametru FEV1 - celkem

Předpoklad homoskedasticity byl zamítnut (Leveneův test, $p\text{-hodnota} \approx 0$), proto dále pokračujeme Kruskal-Wallisovým testem (viz kap. 4.4).

Volba nulové a alternativní hypotézy:

$$H_0 : x_{0,5_1} = x_{0,5_2} = x_{0,5_3} = x_{0,5_4},$$

$$H_A : \neg H_0.$$

Testové kritérium: 362,77

p-hodnota: ≈ 0

Na základě uvedených výsledků můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní. Pro úplné šetření zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi mediány.

tr-ts (kritická hodnota)											
r\ts	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	-	109,558 (68,455)	260,58 (63,021)	556,119 (57,605)							
2	109,558 (68,455)	-	151,022 (56,749)	446,561 (50,667)							
3	260,58 (63,021)	151,022 (56,749)	-	295,538 (43,043)							
4	556,119	446,561	295,538	-							

Tabulka 18: Znaménkové schéma pro FEV1 - celkem [12]

V tabulce 18 lze pozorovat, že průměrné hodnoty parametru FEV1 jsou velmi citlivé na věk, tj. rozdíly mezi věkovými třídami lze považovat za statisticky významné. Tímto se potvrdila výše uvedená domněnka o poklesu FEV1 na vzrůstajícím věku.

6.5 FEV1 parametr – muži

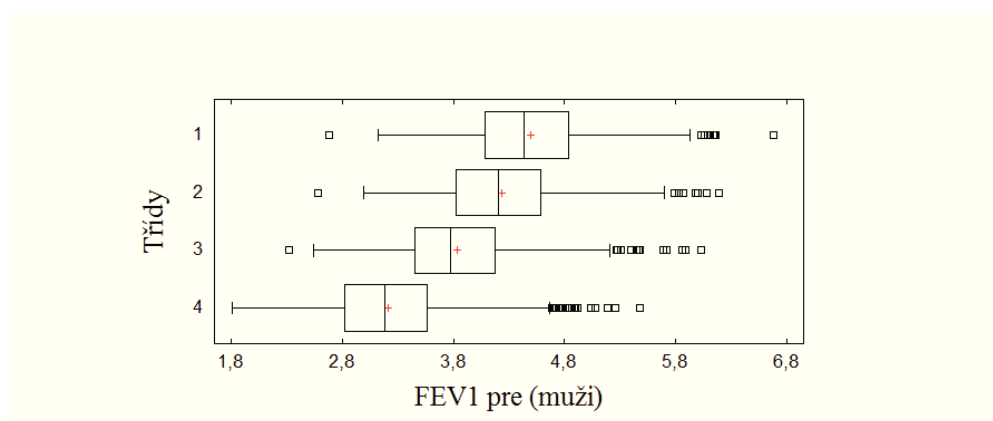
V tabulce 19 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Počet starších mužů opět ukázal důležitost spirometrického vyšetření ve vyšším věku.

FEV1 - pre (muži)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	779	4,49	0,57	0,13	2,68	4,08	4,44	4,84	6,68
31 - 40 let	2	895	4,23	0,55	0,13	2,58	3,82	4,20	4,59	6,19
41 - 50 let	3	1458	3,83	0,53	0,14	2,32	3,45	3,78	4,17	6,03
nad 50 let	4	3535	3,21	0,56	0,17	1,81	2,82	3,18	3,56	5,48
celkem		6667	3,63	0,74	0,20	1,81	3,09	3,58	4,13	6,68

Tabulka 19: Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 – muži

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 6667 mužů, přičemž cca 53% všech mužů bylo starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu nabývá 20%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou FEV1. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,81\text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $6,68\text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $3,09\text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejně procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než $4,13\text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

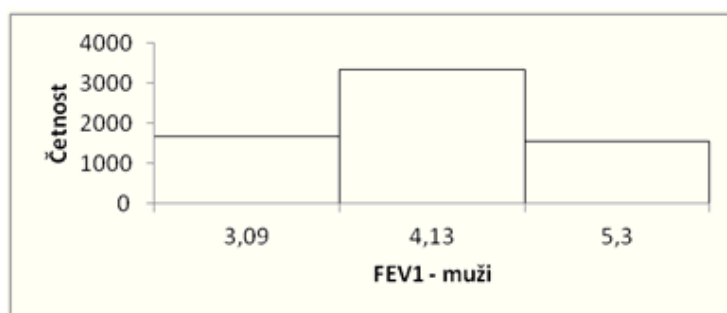
Na obrázku 24 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr FEV1. Výskyt odlehlých pozorování se opět projevuje stejným způsobem jako u předešlého šetření celého souboru pro parametr FEV1. Myslím si, že se dá předpokládat vliv lepší (resp. horší) tělesné dispozice každého jedince, u kterého byly identifikovány dostatečně vysoké (resp. nízké) hodnoty FEV1.



Obrázek 24: Vliv věku na parametr FEV1 – muži

Na první pohled si všimněme výsledků věkové třídy 4, naměřené hodnoty vykazují mnohem větší pokles než záznamy ostatních. U zbývajících věkových skupin 1, 2 a 3 pozorujeme navzájem mezi třídami pozvolnější nárůst rozdílů. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami FEV1 (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 25 zamítnout.



Obrázek 25: Histogram parametru FEV1

Předpoklad homoskedasticity nebyl zamítnut (Leveneův test, $p\text{-hodnota} \approx 0,13$), proto dále pokračujeme tabulkou ANOVA (viz kap. 4.3).

Podle níže uvedené tabulky 20 můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní ($p\text{-hodnota}$ se přibližně rovná nule).

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	1578,46	3	526,153	1728,40	0,0000
Within groups	2028,32	6663	0,304416		
Total (Corr.)	3606,78	6666			

Tabulka 20: Výsledky analýzy rozptylu (závislost FEV1 na věku)

Na úplný závěr této kapitoly zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi výběrovými průměry. Odhalíme ty výběry, které by se daly považovat za výběry z jedné populace (tj. homogenní skupina).

Method: 95,0 percent LSD			
Col_1	Count	Mean	Homogeneous Groups
4	3535	3,21239	X
3	1458	3,8383	X
2	895	4,23281	X
1	779	4,49228	X

Tabulka 21: Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru FEV1 - muži

Věkové skupiny 1, 2, 3, 4 nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu stáří pacienta na velikost hodnoty FEV1, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru FEV1 v těchto věkových skupinách jsou statisticky významné.

6.6 FEV1 parametr – ženy

V tabulce 22 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd.

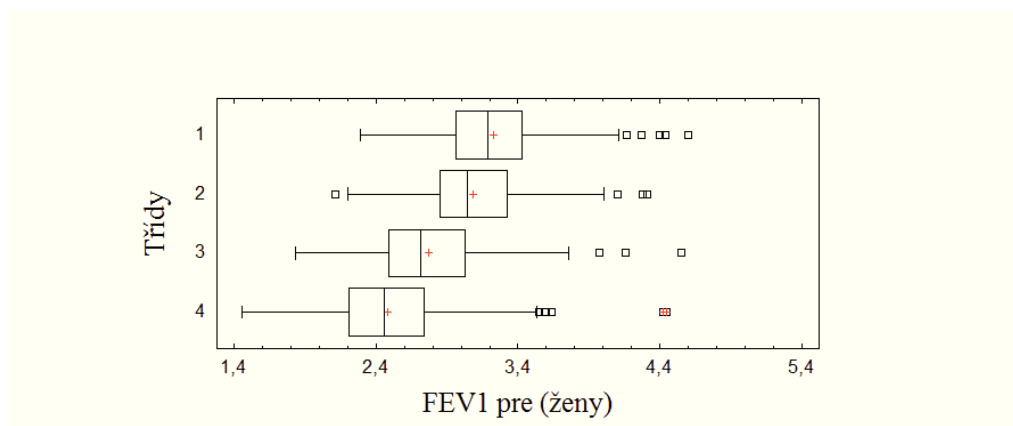
FEV1 - pre (ženy)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	258	3,23	0,40	0,12	2,29	2,96	3,19	3,43	4,60
31 - 40 let	2	341	3,09	0,37	0,12	2,11	2,85	3,04	3,32	4,31
41 - 50 let	3	480	2,77	0,40	0,15	1,83	2,49	2,71	3,02	4,55
nad 50 let	4	687	2,48	0,39	0,16	1,45	2,21	2,46	2,74	4,45
celkem		1766	2,79	0,49	0,17	1,45	2,44	2,76	3,10	4,60

Tabulka 22: Explorační charakteristiky pro parametr FEV1 – ženy

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 1766 žen, přičemž si lze opět všimnout rostoucího počtu návštěv u lékaře s přibývajícím věkem. Hodnota variačního koeficientu nabývá 17%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou FEV1. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,45\text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $4,60\text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $2,44\text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejně procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než $3,1\text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

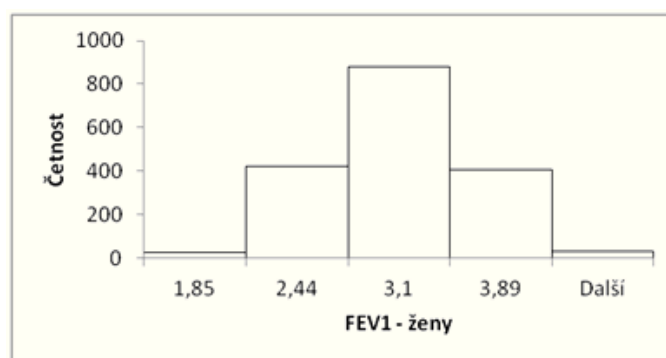
Na obrázku 26 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr FEV1. Odlehlá pozorování se nacházejí napříč všemi skupinami, ale popsat důvod jejich vzniku je proti předcházejícím šetřením obtížnější. Dle mého názoru, existuje skupina žen v populaci včetně vyšších věkových skupin, které si udržují dobrou kondici fyzickou aktivitou.

Rozdíly, v naměřených hodnotách prvních dvou věkových tříd, se zdají být minimální. Patrně zřetelné snížení výsledků je vidět u zbývajících dvou věkových tříd. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami FEV1 (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).



Obrázek 26: Vliv věku na parametr FEV1 – ženy

Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 27 zamítnout.



Obrázek 27: Vliv věku na parametr FEV1 – ženy

Předpoklad homoskedasticity nebyl zamítnut (Leveneův test, $p\text{-hodnota} \approx 0,65$), proto dále pokračujeme tabulkou ANOVA (viz kap. 4.3).

Podle níže uvedené tabulky 23 můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní ($p\text{-hodnota}$ se přibližně rovná nule).

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	1578,46	3	526,153	1728,40	0,0000
Within groups	2028,32	6663	0,304416		
Total (Corr.)	3606,78	6666			

Tabulka 23: Výsledky analýzy rozptylu (závislost FEV1 na věku)

Nakonec zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi výběrovými průměry. Odhalíme ty výběry, které by se daly považovat za výběry z jedné populace (tj. homogenní skupina).

Method: 95,0 percent LSD			
Col_1	Count	Mean	Homogeneous Groups
4	3535	3,21239	X
3	1458	3,8303	X
2	895	4,23201	X
1	779	4,49228	X

Tabulka 24: Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru FEV1 - ženy

Věkové skupiny 1, 2, 3, 4 nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu stáří pacienta na velikost hodnoty FEV1, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru FEV1 v těchto věkových skupinách jsou statisticky významné.

6.7 MEF25-75% parametr - celkem

Na začátku je vhodné poznamenat, že výše analyzovaný parametr popisuje průměrnou rychlost proudění vydechovaného vzduchu mezi 25% a 75% vydechuté usilovné vitální kapacity. Ve zpracování analýzy parametru MEF25-75% se bude postupovat stejným způsobem jako u předešlých dvou parametrů.

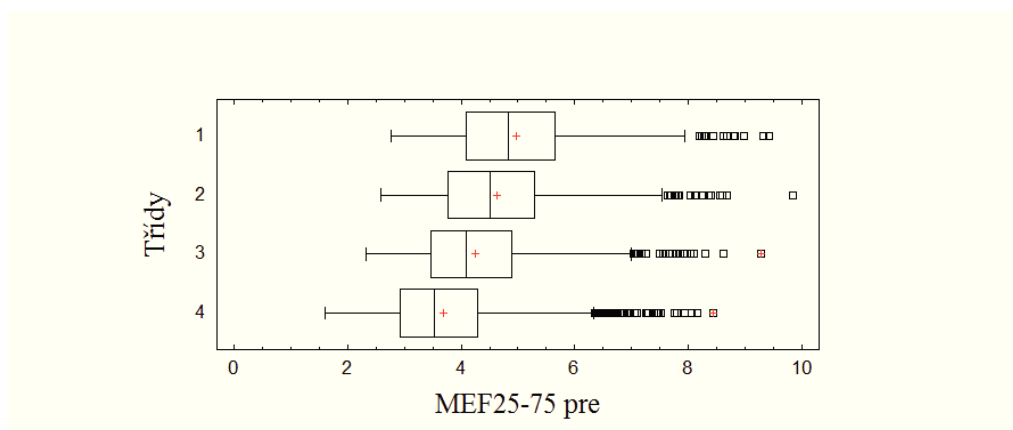
V tabulce 25 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd. Počet pacientů nad 50 let opět ukázal přínos spirometrického vyšetření v tomto věku.

MEF25-75 - pre										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	1037	4,96	1,14	0,23	2,76	4,09	4,82	5,66	9,43
31 - 40 let	2	1236	4,63	1,13	0,24	2,58	3,76	4,51	5,29	9,85
41 - 50 let	3	1938	4,25	1,06	0,25	2,32	3,47	4,09	4,89	9,28
nad 50 let	4	4222	3,69	1,01	0,27	1,60	2,92	3,52	4,29	8,44
celkem		8433	4,11	1,16	0,28	1,60	3,26	3,96	4,82	9,85

Tabulka 25: Explorační charakteristiky pro parametr MEF 25-75% – celkem

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 8433 zdravých pacientů, přičemž lze pozorovat výrazně větší počet návštěv ordinací u lidí starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu nabývá 28%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou MEF25-75%. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,6 \text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $9,85 \text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $3,26 \text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejné procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než $4,82 \text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

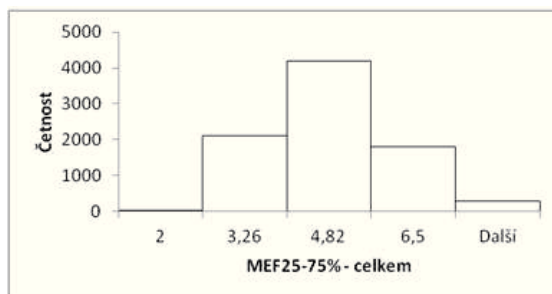
Na obrázku 28 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr MEF25-75%. V grafu se nachází odlehlá pozorování, jejichž výskyt by se dal opět připsat faktorům uvedených v předcházejících kapitolách.



Obrázek 28: Vliv věku na parametr MEF25-75% - celkem

Postupně v každé věkové třídě dochází k poklesu hodnot. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami FEV1 (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 29 zamítnout.



Obrázek 29: Histogram parametru MEF25-75%

Předpoklad homoskedasticity byl zamítnut (Leveneův test, p -hodnota $\cong 0$), proto dále pokračujeme Kruskal-Wallisovým testem (viz kap. 4.4).

Volba nulové a alternativní hypotézy:

$$H_0 : x_{0,5_1} = x_{0,5_2} = x_{0,5_3} = x_{0,5_4},$$

$$H_A : \neg H_0.$$

Testové kritérium: 256,87

p -hodnota: $\cong 0$

Na základě uvedených výsledků můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní. Pro úplné šetření zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi mediány.

tr-ts (kritická hodnota)											
r \ s	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	-	160,103 (68,455)	267,486 (63,021)	502,682 (57,605)							
2	160,103 (68,455)	-	107,383 (56,749)	342,579 (50,667)							
3	267,486 (63,021)	107,383 (56,749)	-	235,196 (43,043)							
4	502,682	342,579	235,196	-							

Tabulka 26: Znaménkové schéma pro MEF25-75% [12]

Věkové skupiny 1, 2, 3, 4 nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu stáří pacienta na velikost hodnoty MEF25-75%, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru MEF25-75% v těchto věkových skupinách jsou statisticky významné.

6.8 MEF25-75% parametr - muži

V tabulce 27 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd.

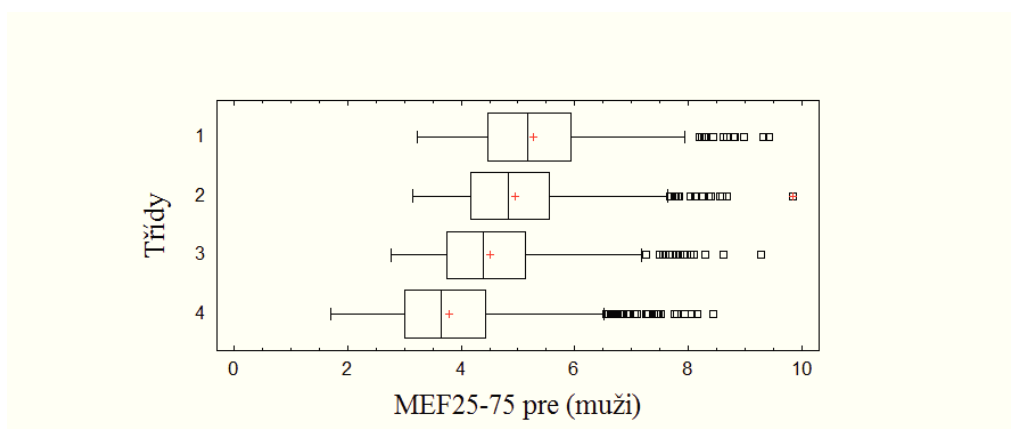
MEF25-75 - pre (muži)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	779	5,28	1,08	0,20	3,23	4,47	5,17	5,94	9,43
31 - 40 let	2	895	4,95	1,07	0,22	3,14	4,17	4,83	5,56	9,85
41 - 50 let	3	1458	4,52	1,02	0,23	2,77	3,74	4,38	5,13	9,28
nad 50 let	4	3535	3,79	1,03	0,27	1,70	3,01	3,64	4,42	8,44
celkem		6667	4,28	1,18	0,28	1,70	3,41	4,15	5,02	9,85

Tabulka 27: Explorační charakteristiky pro parametr MEF 25-75% – muži

Celkem 6667 mužů podstoupilo spirometrické vyšetření, přičemž více než polovina byla starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu je opět výrazně pod hranicí 50%,

proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou MEF25-75%. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,7\text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $7,81\text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $3,41\text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech mužů. Stejně procento mužů má hodnoty vyšetření menší než $5,02\text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

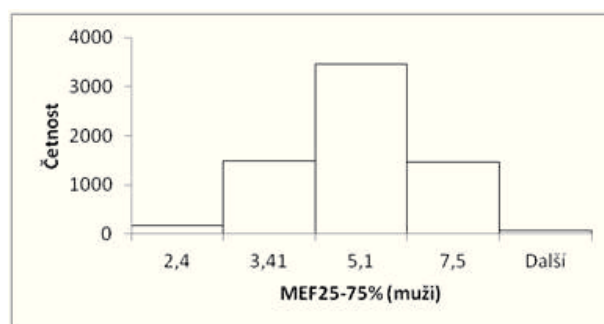
Na obrázku 30 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr MEF25-75%. Velký počet odlehlých pozorování se dá vysvětlit faktory, které jsou uváděny v kapitolách věnované hodnocení parametru VC a FEV1.



Obrázek 30: Vliv věku na parametr MEF25-75% - muži

Všimněme si výsledků věkové třídy 4, naměřené hodnoty vykazují mnohem větší pokles než záznamy ostatních. U zbývajících věkových skupin 1, 2 a 3 pozorujeme mírnější pokles hodnot. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami MEF25-75% (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).

Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 31 zamítnout.



Obrázek 31: Histogram parametru MEF25-75%

Předpoklad homoskedasticity nebyl zamítnut (Leveneův test, $p - \text{hodnota} \approx 0,21$), proto dále pokračujeme tabulkou ANOVA (viz kap. 4.3).

Podle tabulky 28 můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní (p-hodnota se přibližně rovná nule).

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	2117,04	3	705,681	652,63	0,0000
Within groups	7204,61	6663	1,08129		
Total (Corr.)	9321,65	6666			

Tabulka 28: Výsledky analýzy rozptylu (závislost MEF 25-75% na věku)

Na závěr této kapitoly zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi výběrovými průměry. Odhalíme ty výběry, které by se daly považovat za výběry z jedné populace (tj. homogenní skupina).

Method: 95,0 percent LSD			
Col_1	Count	Mean	Homogeneous Groups
4	3535	3,78591	X
3	1458	4,51514	X
2	895	4,9478	X
1	779	5,27707	X

Tabulka 29: Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru MEF25-75% - muži

Věkové skupiny 1, 2, 3, 4 nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu stáří pacienta na velikost hodnoty MEF25-75%, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru MEF25-75% v těchto věkových skupinách jsou statisticky významné.

6.9 MEF25-75% parametr - ženy

V tabulce 30 jsou spočteny základní číselné charakteristiky náhodného výběru podle věkových tříd.

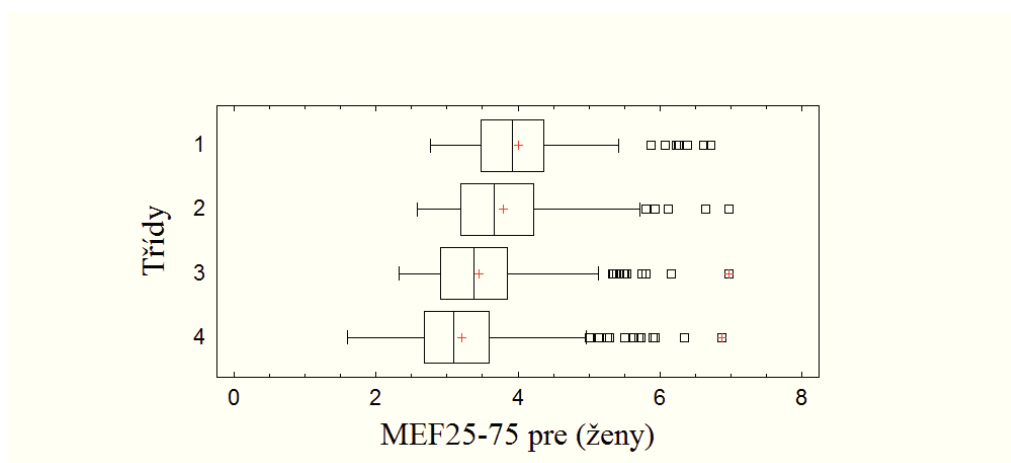
MEF25-75 - pre (ženy)										
věková sk.	vs.	počet	Průměr	Směr. odch.	Var. koef.	min	$x_{0,25}$	$x_{0,5}$	$x_{0,75}$	max
30 a méně let	1	258	4,01	0,73	0,18	2,76	3,49	3,93	4,37	6,72
31 - 40 let	2	341	3,79	0,78	0,21	2,58	3,20	3,66	4,22	6,98
41 - 50 let	3	480	3,45	0,73	0,21	2,32	2,91	3,38	3,85	6,97
nad 50 let	4	687	3,20	0,73	0,23	1,60	2,68	3,09	3,60	6,87
celkem		1766	3,50	0,80	0,23	1,60	2,91	3,40	3,96	6,98

Tabulka 30: Explorační charakteristiky pro parametr MEF25-75% – ženy

Spirometrické vyšetření podstoupilo celkem 1766 zdravých pacientů, přičemž lze pozorovat výrazně větší počet návštěv ordinací u lidí starších 50 let. Hodnota variačního koeficientu nabývá 23%, proto vypočtené hodnoty pro průměr a medián dobře popisují proměnnou MEF25-75%. Nejmenší naměřená hodnota byla $1,6 \text{ l s}^{-1}$ a naopak největší $6,98 \text{ l s}^{-1}$. Výsledek větší než $2,91 \text{ l s}^{-1}$ byl naměřen u 75% všech pacientů. Stejné procento pacientů má hodnoty vyšetření menší než $3,96 \text{ l s}^{-1}$. Obdobným způsobem lze popsat výsledky jednotlivých věkových tříd.

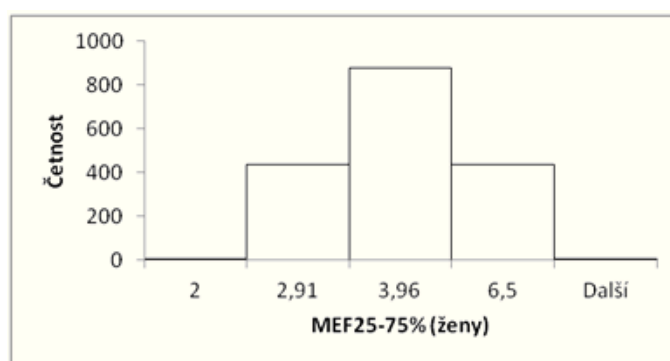
Na obrázku 32 můžeme vizuálně posoudit vliv věku na parametr MEF25-75%. Odlehklá pozorování se nacházejí napříč všemi třídami. Výskyt těchto hodnot by se dal opět komentovat vlivy, kterými jsme se již dříve zabývali.

Rozdíly, v naměřených hodnotách prvních dvou věkových tříd, se zdají být minimální. Patrně zřetelné snížení výsledků je vidět u zbývajících dvou věkových tříd. V další části se budeme věnovat ověření, zda pozorované rozdíly mezi hodnotami MEF25-75% (v závislosti na věku) lze považovat za statisticky významné. Pro tyto účely lze použít test ANOVA (viz kap. 4.3).



Obrázek 32: Vliv věku na parametr MEF25-75% - ženy

Použití ANOVY je podmíněno normalitou dat reprezentujících jednotlivé věkové kategorie a homoskedasticitou těchto dat. Z důvodu velkého rozsahu výběru realizujeme grafické ověření normality. Tento předpoklad nelze na základě obrázku 33 zamítnout.



Obrázek 33: Histogram parametru MEF25-75%

Předpoklad homoskedasticity byl zamítnut (Leveneův test, p – hodnota $\approx 0,32$). proto dále pokračujeme tabulkou ANOVA (viz kap. 4.3).

Podle uvedené tabulky 31 můžeme tvrdit, že rozdíly mezi věkovými třídami jsou statisticky významné, neboli zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch alternativní (p – hodnota se přibližně rovná nule).

Analysis of Variance					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
Between groups	158,844	3	52,9479	96,25	0,0000
Within groups	969,322	1762	0,550126		
Total (Corr.)	1128,17	1765			

Tabulka 31: Výsledky analýzy rozptylu (závislost MEF 25-75% na věku)

Na závěr této kapitoly zbývá provést post hoc analýzu, čímž odhalíme ty dvojice tříd, mezi nimiž jsou identifikovány statisticky významné rozdíly mezi výběrovými průměry. Odhalíme ty výběry, které by se daly považovat za výběry z jedné populace (tj. homogenní skupina).

Method: 95,0 percent LSD			
Col_1	Count	Mean	Homogeneous Groups
4	687	3,20157	X
3	480	3,45298	X
2	341	3,79018	X
1	258	4,01298	X

Tabulka 32: Rozdělení homogenních skupin sledovaného parametru MEF25-75% - ženy

Věkové skupiny 1, 2, 3, 4 nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu stáří pacienta na velikost hodnoty MEF25-75%, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru MEF25-75% v těchto věkových skupinách jsou statisticky významné.

7 Vliv pohlaví a výšky na výsledky spirometrického vyšetření

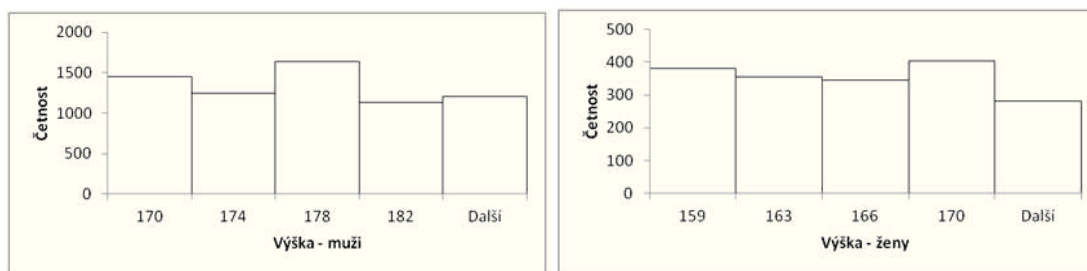
V této kapitole bude prezentován vliv pohlaví a výšky na zadané parametry VC, FEV1, MEF25-75%. Hodnocení každého parametru se skládá z posouzení vlivu na celý výběr probandů. Použijeme zde rozšířenou verzi ANOVY, tzn. dvoufaktorovou analýzu rozptylu s vyváženým tříděním. Budeme se zabývat i modelem s interakcemi.

Uvedená metoda není tolik citlivá na porušení normality a homoskedasticity. Předpoklady normality a homoskedasticity jsem ověřil na základě exploračních grafů a nepozoroval jsem významnější odchylky od těchto podmínek. Odkazy na grafy nalezneme v příloze. Všechny testy budou provedeny na hladině významnosti 0,05.

Pro potřeby ANOVY je nutné kategorizovat proměnnou výška. Abychom docílili přibližně rovnoměrného rozdělení hodnot mezi výškové třídy, musíme použít 20%, 40%, 60% a 80% kvantily.

(a) Muži		(b) Ženy	
Hranice výškových tříd (v cm)	Kód	Hranice tříd výškových (v cm)	Kód
≤ 170	velmi nízký (VN)	≤ 159	velmi nízký (VN)
$(170, 174]$	nízký (N)	$(159, 163]$	nízký (N)
$(174, 178]$	středně vysoký (SV)	$(163, 166]$	středně vysoký (SV)
$(178, 182]$	vysoký (V)	$(166, 170]$	vysoký (V)
> 182	velmi vysoký (VV)	> 170	velmi vysoký (VV)

Tabulka 33: Kódování výškových tříd



(a) Podíl mužů v jednotlivých výškových třídách

(b) Podíl žen v jednotlivých výškových třídách

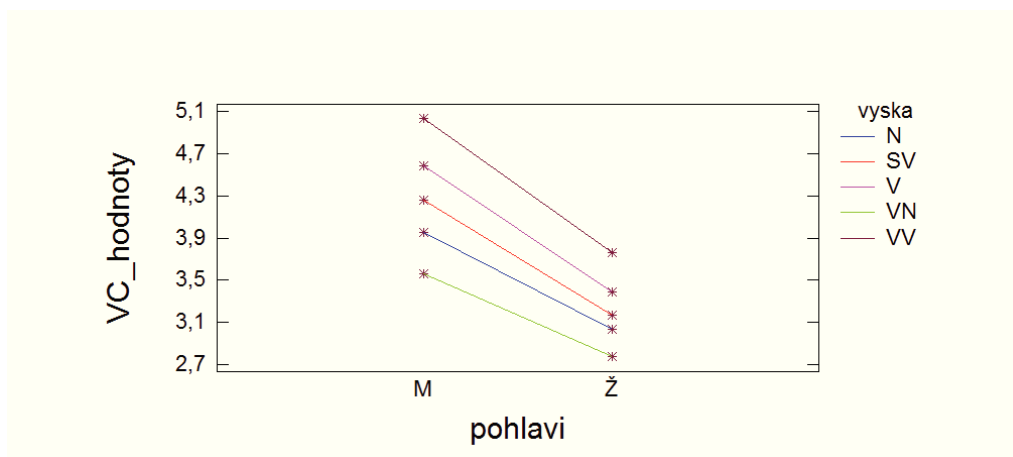
Obrázek 34: Rozdělení výběrového souboru do výškových tříd (podle pohlaví)

7.1 VC parametr

Na obrázku 35 je jasné vidět, že pohlaví výrazně ovlivňuje naměřené hodnoty parametru VC. Vliv druhého faktoru – výšky je také zřejmý, např. v porovnání s jedinci

(ženami) menšího vzrůstu lze mezi nadprůměrně vysokými ženami pozorovat nápadně větší rozdíly ve výsledné hodnotě VC. Největší rozdíl napříč mezi pohlavím (mužským a ženským) se nachází u velmi vysokých probandů. Velikost vitální kapacity plic se může v těchto dvou nejvyšších skupinách lišit o více než 1 litr.

Interakce mezi oběma faktory existuje, ale je minimální. U mužů a žen se vzájemné působení projevuje u jedinců průměrného až podprůměrného vzrůstu.



Obrázek 35: Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - parametr VC

Tabulku průměrů a efektů úrovní jednotlivých faktorů nalezneme v příloze.

Poté, co jsme shlédli graf interakcí, se zaměříme na výsledky ANOVY, které budou přehledně prezentovány v tabulce 34. Pokud dojde k zamítnutí hypotézy o rovnosti středních hodnot každého faktoru, provedeme post-hoc analýzu. Testují se celkem tři hypotézy.

H_{01} : Neexistuje vliv pohlaví na parametr VC ($\mu_{muz} = \mu_{zena}$).

H_{A1} : Vliv pohlaví na parametr VC existuje ($\mu_{muz} \neq \mu_{zena}$).

H_{02} : Neexistuje vliv výšky na parametr VC ($\mu_{vn} = \mu_n = \mu_{sv} = \mu_v = \mu_{vv}$).

H_{A2} : Alespoň v jedné dvojici výškových tříd existuje vliv na parametr VC (přinejmenším jedna dvojice středních hodnot se liší).

H_{03} : Neexistuje vzájemné působení obou zkoumaných faktorů na parametr VC.

H_{A3} : Vliv vzájemného působení pohlaví a výšky na parametr VC existuje.

Analysis of Variance for VC_hodnoty - Type III Sums of Squares					
Source	Sum of Squares	DF	Mean Square	F-Ratio	P-Value
MAIN EFFECTS					
A:pohlavi	1534,23	1	1534,23	3533,22	0,0000
B:vyska	922,459	4	230,615	531,09	0,0000
INTERACTIONS					
AB	43,4385	4	10,8596	25,01	0,0000
RESIDUAL	3657,52	8423	0,43423		
TOTAL (CORRECTED)	7026,46	8432			

Tabulka 34: Výsledky ANOVA testu

Dle testového kritéria *F-poměr* z tabulky 34 jsou všechny uvedené hypotézy statisticky významné ($p - hodnota \approx 0$). Velikost *F-poměru* nám navíc říká, který z analyzovaných faktorů, resp. interakce má největší vliv na parametr VC a pokračováním přes všechny faktory odhalí i nejméně významné působení. Velikost vitální kapacity je na prvním místě dána zejména pohlavím a následně výškou vyšetřovaného pacienta. Tolik významnou roli jako předešlé dva faktory interakce nemá.

Method: 95,0 percent LSD				
pohlavi	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
Ž	1766	3,22236	0,015799	X
M	6667	4,2789	0,00814432	X

Tabulka 35: Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)

Výsledky mužů a žen nelze považovat za rovnocenné, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru VC jsou statisticky významné.

Method: 95,0 percent LSD				
vyska	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
UN	1837	3,16845	0,0189785	X
N	1598	3,49164	0,0198076	X
SU	1980	3,71388	0,0194984	X
U	1535	3,9843	0,0191121	X
UU	1483	4,39487	0,0218321	X

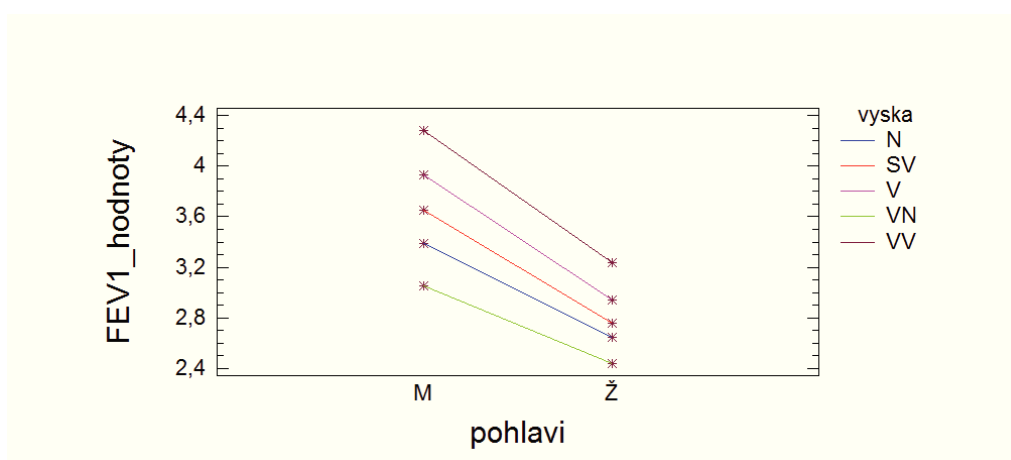
Tabulka 36: Výsledky post hoc analýzy (výška)

Žádné výškové skupiny nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu výšky probandů na velikost hodnoty VC, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru VC v těchto výškových skupinách jsou statisticky významné.

7.2 FEV1 parametr

Z obrázku 36 je vidět, že pohlaví výrazně ovlivňuje naměřené hodnoty parametru FEV1. Vliv druhého faktoru – výšky je také zřejmý, např. v porovnání s jedinci (ženami) nadprůměrného vzrůstu lze mezi menšími ženami pozorovat nepatrné rozdíly ve výsledné hodnotě FEV1. Lze soudit, že výška není tolik významný faktor jako pohlaví (stejně tvrzení platí i pro parametr VC). Největší rozdíl napříč mezi pohlavím (mužským a ženským) se nachází u velmi vysokých probandů. Velikost FEV1 se může v těchto dvou nejvyšších skupinách lišit o více než 1 l s^{-1} .

Interakce mezi oběma faktory existuje, ale je minimální. U mužů a žen se vzájemné působení projevuje až u jedinců průměrného až podprůměrného vzrůstu.



Obrázek 36: Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - parametr FEV1

Tabulku průměrů a efektů úrovní jednotlivých faktorů nalezneme v příloze.

Poté, co jsme shlédli graf interakcí, se zaměříme na výsledky ANOVY, které budou přehledně prezentovány v tabulce 37. Pokud dojde k zamítnutí hypotézy o rovnosti středních hodnot každého faktoru, provedeme post-hoc analýzu. Testují se celkem tři hypotézy.

H_{01} : Neexistuje vliv pohlaví na parametr FEV1 ($\mu_{muz} = \mu_{zena}$).

H_{A1} : Vliv pohlaví na parametr FEV1 existuje ($\mu_{muz} \neq \mu_{zena}$).

H_{02} : Neexistuje vliv výšky na parametr FEV1 ($\mu_{vn} = \mu_n = \mu_{sv} = \mu_v = \mu_{vv}$).

H_{A2} : Alespoň v jedné dvojici výškových tříd existuje vliv na parametr FEV1 (přínejmenším jedna dvojice středních hodnot se liší).

H_{03} : Neexistuje vzájemné působení obou zkoumaných faktorů na parametr FEV1.

H_{A3} : Vliv vzájemného působení pohlaví a výšky na parametr FEV1 existuje.

Analysis of Variance for FEV1_hodnoty - Type III Sums of Squares					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
MAIN EFFECTS					
A:pohlavi	1008,45	1	1008,45	3112,00	0,0000
B:vyska	638,626	4	159,657	492,69	0,0000
INTERACTIONS					
AB	34,468	4	8,617	26,59	0,0000
RESIDUAL	2729,49	8423	0,324052		
TOTAL (CORRECTED)	5026,31	8432			

Tabulka 37: Výsledky ANOVA testu

Dle testového kritéria *F-poměr* z tabulky 37 jsou všechny uvedené hypotézy statisticky významné ($p - \text{hodnota} \approx 0$). Objem vydechnutého vzduchu během první sekundy usilovného výdechu vitální kapacity je na prvním místě dána zejména pohlavím a následně výškou vyšetřovaného pacienta. Tolik významnou roli jako předešlé dva faktory interakce nemá.

Method: 95,0 percent LSD				
pohlavi	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
Ž	1766	2,80572	0,0136483	X
M	6667	3,66231	0,00703563	X

Tabulka 38: Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)

Výsledky mužů a žen nelze považovat za rovnocenné, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru FEV1 jsou statisticky významné.

Method: 95,0 percent LSD				
vyska	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
UN	1837	2,74656	0,016395	X
N	1598	3,01816	0,0171112	X
SU	1980	3,20651	0,016844	X
U	1535	3,43647	0,0165103	X
UU	1483	3,76239	0,0188601	X

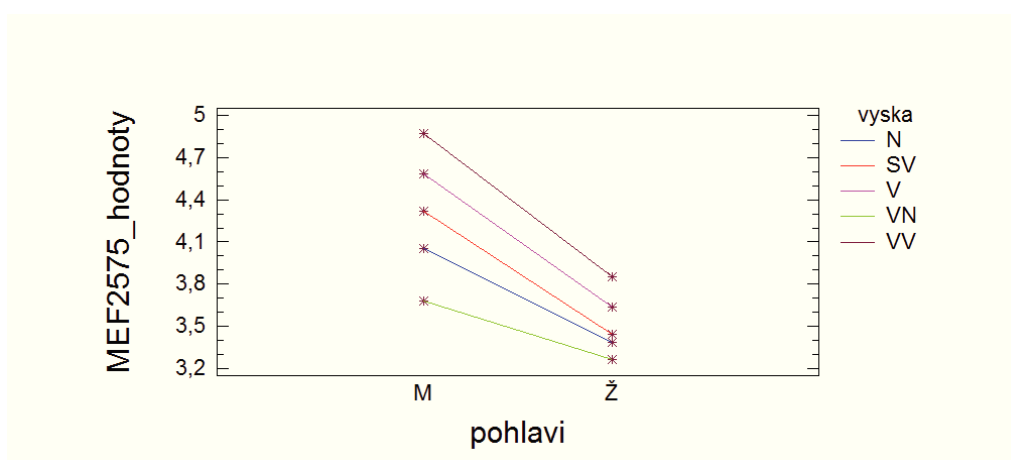
Tabulka 39: Výsledky post hoc analýzy (výška)

Žádné výškové skupiny nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu výšky pacienta na velikost hodnoty FEV1, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru FEV1 v těchto výškových skupinách jsou statisticky významné.

7.3 MEF25-75% parametr

Na obrázku 37 je jasné vidět, že pohlaví výrazně ovlivňuje naměřené hodnoty parametru MEF25-75%. Vliv druhého faktoru – výšky je také zřejmý, např. v porovnání s jedinci (muži) menšího vzrůstu lze mezi nadprůměrně vysokými muži pozorovat přibližně stejné rozdíly ve výsledné hodnotě MEF25-75%. Největší rozdíl napříč mezi pohlavím (mužským a ženským) se nachází u velmi vysokých probandů. Průměrná rychlost proudění vydechaného vzduchu mezi 25% a 75% vydechnuté usilovné vitální kapacity se může v těchto dvou nejvyšších skupinách lišit o více než 1 l s^{-1} .

Interakce mezi oběma faktory je minimální, ale v rámci sledovaných parametrů nejvýraznější. U mužů a žen se vzájemné působení projevuje až u jedinců průměrného až podprůměrného vzrůstu.



Obrázek 37: Graf interakcí, tj. diagram průměrů pro rozličné úrovně obou faktorů (pohlaví a výška) - MEF25-75%

Tabulku průměrů a efektů úrovní jednotlivých faktorů nalezneme v příloze.

Poté, co jsme shlédli graf interakcí, se zaměříme na výsledky ANOVY, které budou přehledně prezentovány v tabulce 40. Pokud dojde k zamítnutí hypotézy o rovnosti středních hodnot každého faktoru, provedeme post-hoc analýzu. Testují se celkem tři hypotézy.

H_{01} : Neexistuje vliv pohlaví na parametr MEF25-75% ($\mu_{muz} = \mu_{zena}$).

H_{A1} : Vliv pohlaví na parametr MEF25-75% existuje ($\mu_{muz} \neq \mu_{zena}$).

H_{02} : Neexistuje vliv výšky na parametr MEF25-75% ($\mu_{vn} = \mu_n = \mu_{sv} = \mu_v = \mu_{vv}$).

H_{A2} : Alespoň v jedné dvojici výškových tříd existuje vliv na parametr MEF25-75% (přínejmenším jedna dvojice středních hodnot se liší).

H_{03} : Neexistuje vzájemné působení obou zkoumaných faktorů na parametr MEF25-75%.

H_{A3} : Vliv vzájemného působení pohlaví a výšky na parametr MEF25-75% existuje.

Analysis of Variance for MEF2575_hodnoty - Type III Sums of Squares					
Source	Sum of Squares	Df	Mean Square	F-Ratio	P-Value
MAIN EFFECTS					
A:pohlavi	850,149	1	850,149	772,91	0,0000
B:vyska	501,434	4	125,359	113,97	0,0000
INTERACTIONS					
AB	68,1391	4	17,0348	15,49	0,0000
RESIDUAL	9264,77	8423	1,09994		
TOTAL (CORRECTED)	11285,1	8432			

Tabulka 40: Výsledky ANOVA testu

Dle testového kritéria *F-poměr* z tabulky 40 jsou všechny uvedené hypotézy statisticky významné ($p - hodnota \approx 0$). Velikost hodnoty MEF25-75% je na prvním místě dána zejména pohlavím a následně výškou vyšetřovaného pacienta. Tolik významnou roli jako předešlé dva faktory interakce nemá.

Method: 95,0 percent LSD				
pohlavi	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
Ž	1766	3,51618	0,0251452	X
M	6667	4,30266	0,0129622	X

Tabulka 41: Výsledky post hoc analýzy (pohlaví)

Výsledky mužů a žen nelze považovat za rovnocenné, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru MEF25-75% jsou statisticky významné.

Method: 95,0 percent LSD				
vyska	Count	LS Mean	LS Sigma	Homogeneous Groups
UN	1037	3,4719	0,0302056	X
N	1598	3,72144	0,0315251	X
SU	1980	3,88342	0,0310329	X
U	1535	4,10961	0,0304181	X
UU	1483	4,36074	0,0347471	X

Tabulka 42: Výsledky post hoc analýzy (výška)

Žádné výškové skupiny nelze považovat za rovnocenné z hlediska vlivu výšky probandů na velikost hodnoty MEF25-75%, tj. pozorované rozdíly mezi průměrnými hodnotami parametru MEF25-75% v těchto výškových skupinách jsou statisticky významné.

8 Ověření kvality modelů spirometrických parametrů

Na následujících stránkách bude prezentována (pomocí grafů, Nash-Sutcliffova koeficientu 4.7.1 a střední chyby odhadu 4.7.2) kvalita modelů sledovaných parametrů zvlášť pro muže a ženy. Připomeňme, že tyto modely byly vytvořeny na základě regresní analýzy aplikované na data získány během měření spirometrických parametrů velkého počtu zdravých jedinců z vybrané populace. Modely umožňují odhadnout tzv. náležité hodnoty spirometrických parametrů na základě antropometrických parametrů (výška, věk, pohlaví) jedinců.

Pro numerické ohodnocení kvality modelů je využíván Nash-Sutcliffův koeficient, který kvantifikuje rozdíly mezi naměřenými a očekávanými hodnotami spirometrických parametrů.

Pro vizuální posouzení kvality modelů jsou využívány rozptylogramy, v nichž jsou na horizontální osu vynášeny náležité (očekávané) hodnoty spirometrických parametrů a na vertikální osu hodnoty naměřené. V případě ideální shody naměřených a očekávaných hodnot (100% kvalita modelu) by znázorněné body ležely na ose 1. kvadrantu. Tato osa je v rozptylogramech znázorněna červenou barvou.

8.1 VC parametr - muži

Model pro výpočet teoretických hodnot vitální kapacity je dána vztahem

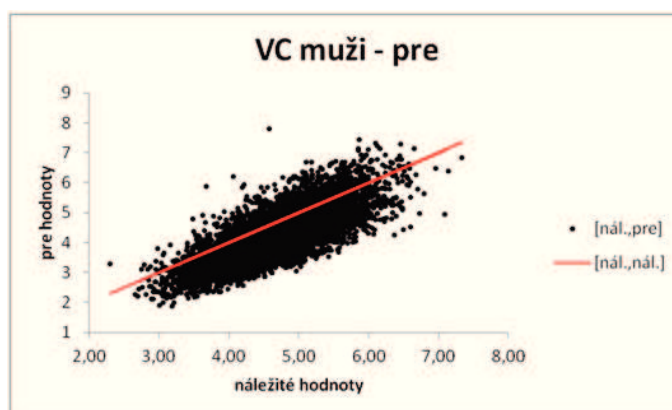
$$y = 6,1H - 0,028A - 4,65,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Dosadíme-li do

$$E = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - Q_m^t)^2}{\sum_{t=1}^T (Q_o^t - \bar{Q}_o)^2}$$

získáme hodnotu Nash-Sutcliffova koeficientu (0,33). Výsledky modelu lze označit za neuspokojivé. Nedochází k příliš velké shodě odhadovaných hodnot s naměřenými hodnotami. Predikce modelu se blíží úrovni průměru naměřených hodnot. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 38: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - muži)

Dle obrázku 38 lze tvrdit, že regresní rovnice nadhodnocuje velikosti vitální kapacity oproti skutečnosti ($ME \cong -0,45$). Naměřené hodnoty vitální kapacity vykazují velkou rozptýlenost kolem regresní přímky, a to ukazuje i nízká hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu.

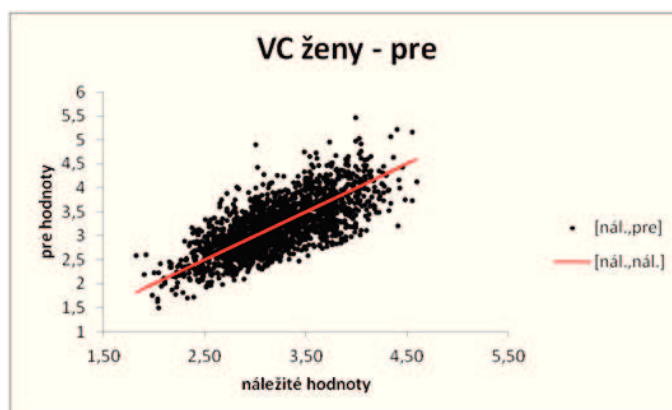
8.2 VC parametr - ženy

Model pro výpočet teoretických hodnot vitální kapacity je dána vztahem

$$y = 4,66H - 0,026A - 3,28,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Získána hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu (dle 4.7.1) je 0,5. Uvedené číslo představuje poměrně dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Hodnoty spočtené regresní přímkou mírně nadhodnocují ($ME \cong -0,01$) skutečnost. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 39: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - ženy)

Na obrázku 39 vidíme, že regresní přímka prochází přibližně středem pozorovaných dat. Naměřené hodnoty vitální kapacity vykazují velkou variabilitu kolem regresní přímky.

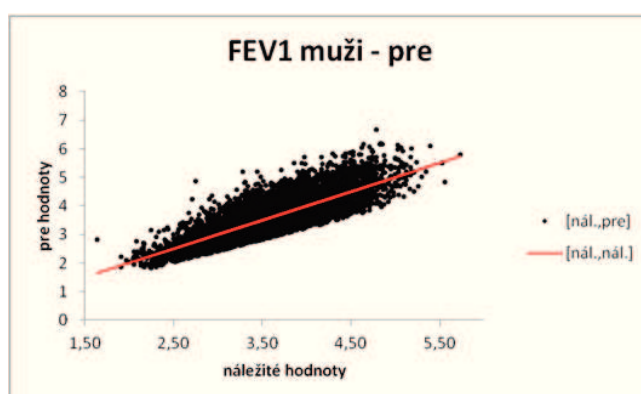
8.3 FEV1 parametr - muži

Model pro výpočet teoretických hodnot objemu vydechnutého vzduchu během první sekundy usilovného výdechu vitální kapacity je dána vztahem

$$y = 4,30H - 0,029A - 2,49,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Získána hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu (dle 4.7.1) je 0,67. Uvedené číslo představuje mnohem lepší shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Nedochází k systematickému nadhodnocování nebo podhodnocování hodnot ($ME \cong 0$) a model velmi dobře popisuje hodnoty parametru FEV1. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 40: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - muži)

Na obrázku 40 vidíme, že pozorované hodnoty se nacházejí podél celé regresní přímky. Variabilita těchto naměřených hodnot není tak vysoká jako u předešlých šetření a tím pádem rovnice poměrně dobře popisuje parametr FEV1.

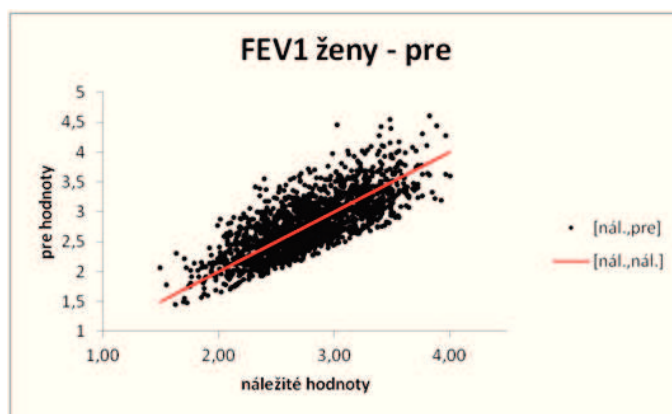
8.4 FEV1 parametr - ženy

Model pro výpočet teoretických hodnot objemu vydechnutého vzduchu během první sekundy usilovného výdechu vitální kapacity je dána vztahem

$$y = 3,95H - 0,025A - 2,60,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Získána hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu (dle 4.7.1) je 0,56. Uvedené číslo představuje dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Výsledky lze považovat za uspokojivé. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 41: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - ženy)

Na obrázku 41 vidíme, že pozorované hodnoty se nacházejí podél celé regresní přímky, ale s poměrně velkou variabilitou. Celkově je výběrový soubor regresní přímkou mírně podhodnocen ($ME \approx 0,02$).

8.5 MEF25-75% parameter - muži

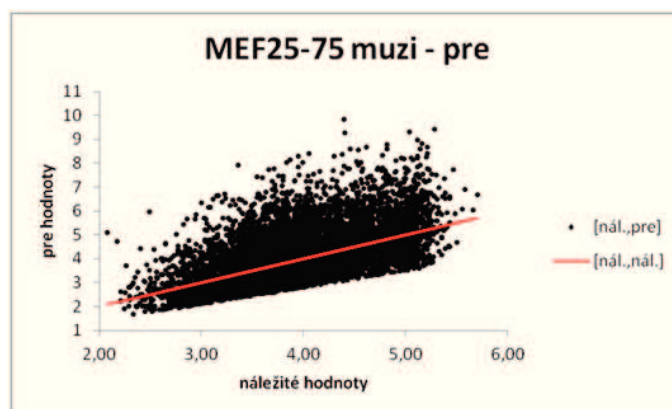
Model pro výpočet teoretické průměrné rychlosti proudění vydechovaného vzduchu mezi 25% a 75% vydechnuté usilovné vitální kapacity je dána vztahem

$$y = 1,94H - 0,043A + 2,70,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Získána hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu (dle 4.7.1) je 0,25. Výsledky modelu lze označit za neuspokojivé. Nedochozí k příliš velké shodě odhadovaných hodnot s naměřenými hodnotami. Predikce modelu se blíží úrovni průměru naměřených hodnot.

Hodnoty regresní přímky jsou podhodnoceny ($ME \cong 0,31$) oproti skutečnosti. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 42: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - muži)

Dle obrázku 42 lze tvrdit, že regresní rovnice podhodnocuje hodnoty analyzovaného parametru MEF25-75% oproti skutečnosti. Naměřené hodnoty MEF25-75% vykazují velmi velkou rozptýlenost kolem regresní přímky, a to ukazuje i nízká hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu. Ve srovnání s předešlými dvěma analyzovanými parametry má regresní přímka mnohem menší vypovídající hodnotu. Tento jev se dá vysvětlit možnou horší spoluprací pacienta během vyšetření, protože naměřené hodnoty předcházejících parametrů (u stejného výběru) nevykazují stejně velkou variabilitu.

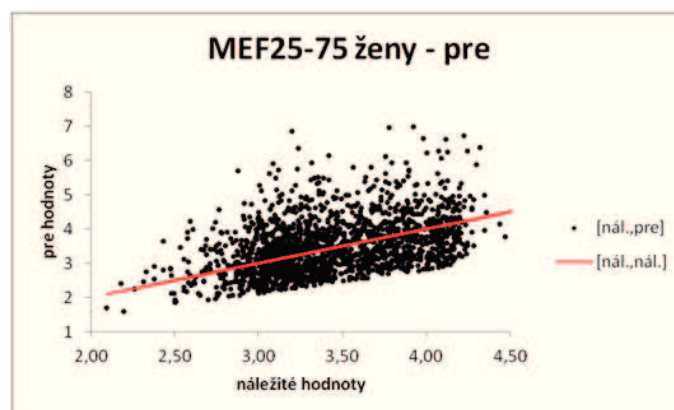
8.6 MEF25-75% parameter - ženy

Model pro výpočet teoretické průměrné rychlosti proudění vydechovaného vzduchu mezi 25

$$y = 1,25H - 0,034A + 2,92,$$

kde H je tělesná výška v metrech a A je věk v letech.

Získána hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu (dle 4.7.1) je 0,17. Výsledky modelu lze označit za neuspokojivé. Nedochází k příliš velké shodě odhadovaných hodnot s naměřenými hodnotami. Predikce modelu se blíží úrovni průměru naměřených hodnot. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 43: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - ženy)

Dle obrázku 43 lze tvrdit, že regresní rovnice mírně podhodnocuje ($ME \cong 0,06$) hodnoty parametru MEF25-75% oproti skutečnosti. Naměřené hodnoty MEF25-75% vykazují velmi velkou rozptýlenost kolem regresní přímky, a to ukazuje i nízká hodnota Nash-Sutcliffova koeficientu. Ve srovnání s předešlými dvěma analyzovanými parametry má regresní přímka mnohem menší vypovídající hodnotu. Tento jev se dá vysvětlit možnou horší spoluprací pacienta během vyšetření, protože naměřené hodnoty předcházejících parametrů (u stejného výběru) nevykazují stejně velkou variabilitu.

9 Návrh nových modelů spirometrických parametrů a ověření jejich kvality

V této poslední kapitole budou uvedeny výsledky vícenásobné lineární regrese. Na základě metody nejmenších čtverců a výběrového souboru budou spočteny nové hodnoty regresních koeficientů, přičemž zvolený tvar regresní funkce odpovídá podobě regresní rovnice udávající náležité hodnoty. Při návrhu nebude nijak měněn věk u mladých probandů, aby nebyl nijak ovlivněn nově vzniklý model.

Pomocí funkce v programu Statgraphics nejprve odstraníme vlivné body, poté uveďme výstupy vícenásobné lineární regrese a na to navážeme verifikací modelu. Na závěr bude zhodnocena kvalita nově navržených modelů. Všechny testy budou provedeny na hladině významnosti 0,05.

9.1 VC parametr - muži

Na začátku je třeba identifikovat vlivné, resp. vychýlené body. Při přiměřené velikosti výběrového souboru se za tímto účelem používá grafické zhodnocení vstupních informací pomocí tzv. korelačního pole. V tomto případě použijí funkci programu Statgraphics k jejich identifikaci. Poté výsledky pro parametr VC (muži) vypadají následovně: Je nutné ověřit hypotézu

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$$

proti alternativě

$$H_A : \neg H_0.$$

ANOVA					
	Rozdíl	SS	MS	F	p-hodnota
Regrese	2	2583,741513	1291,870756	5725,728651	0
Rezidua	6236	1407,001018	0,225625564		
Celkem	6238	3990,742531			

Tabulka 43: Výsledky F testu

Dle tabulky 43 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena (p -hodnota ≈ 0). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku probanda. Dále pomocí dílčích t testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit. Ověříme hypotézu:

$$\beta_i = 0,$$

$$\beta_i \neq 0.$$

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	p-hodnota
Hranice	-3,131145635	0,188595945	-16,60240169	1,31906E-60
věk	-0,033005555	0,000486808	-67,79997301	0
výška	5,113410387	0,100972672	50,64152776	0

Tabulka 44: Výsledky dílčích t testů

Z tabulky 44 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit (p -hodnota ≈ 0). *Hranice* reprezentuje konstantu modelu, tzv. intercept parametr.

Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$VC_{muzi} = 5,11vyska - 0,033vek - 3,13.$$

Při vícenásobné lineární regresi je vhodné zhodnotit kvalitu regresního modelu pomocí adjustovaného indexu determinace R_{adj}^2 . Hodnota modifikovaného indexu determinace je uvedena v tabulce 45 pod názvem *Nastavená hodnota spolehlivosti R*.

Regresní statistika	
Násobné R	0,804632697
Hodnota spolehlivosti R	0,647433778
Nastavená hodnota spolehlivosti R	0,647320703
Chyba stř. hodnoty	0,475000594
Pozorování	6239

Tabulka 45: Zhodnocení regresního modelu

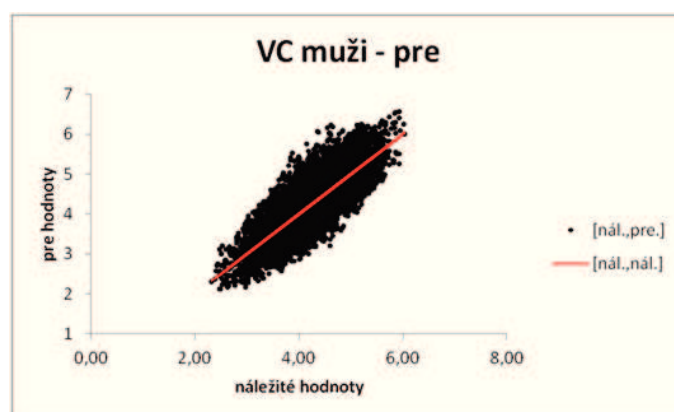
Hodnota R_{adj}^2 je cca 65% a to lze označit za dobrý výsledek, přesněji 65% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena kvalita nově navrženého modelu VC pro muže. Hodnoty Nash-Sutcliffeova koeficientu a střední chyby odhadu jsou:

$$E \approx 0,65 \quad ME \approx 0$$

Uvedená číslo (E) představuje celkem dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Nedochozí k systematickému nadhodnocování nebo podhodnocování hodnot ($ME \approx 0$) a model velmi dobře odhaduje hodnotu VC.



Obrázek 44: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - muži)

9.2 VC parametr - ženy

Po odebrání vychýlených bodů vypadají výsledky pro parametr VC (ženy) následovně:

ANOVA					
	<i>Rozdíl</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>p-hodnota</i>
Regrese	2	245,7352086	122,8676043	1000,751695	2,1461E-285
Rezidua	1651	202,7020446	0,122775315		
Celkem	1653	448,4372532			

Tabulka 46: Výsledky *F* testu

Dle tabulky 46 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena ($p\text{-hodnota} \approx 0$). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku probanda. Dále pomocí dílčích *t* testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit.

	<i>Koeficienty</i>	<i>Chyba stř. hodnoty</i>	<i>t Stat</i>	<i>p-hodnota</i>
Hranice	-2,675981989	0,253133539	-10,57142409	2,55219E-25
věk	-0,020908368	0,000785759	-26,60914075	4,0736E-130
výška	4,139032188	0,146970912	28,16225431	7,8163E-143

Tabulka 47: Výsledky dílčích *t* testů

Z tabulky 47 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit ($p\text{-hodnota} \approx 0$). Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$VC_{zeny} = 4,14vyska - 0,021vek - 2,68.$$

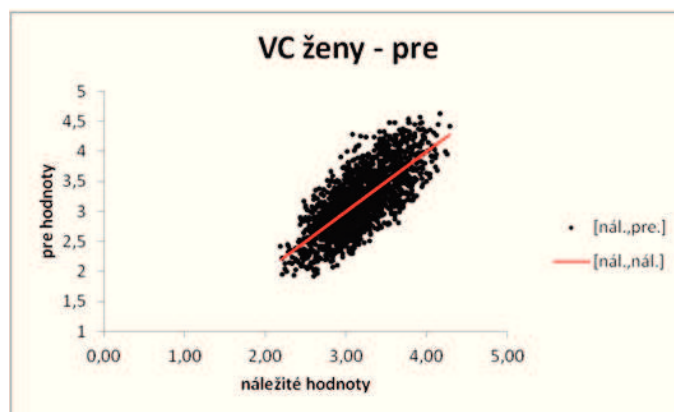
Kvalitu regresního modelu zhodnotíme pomocí adjustovaného indexu determinace R_{adj}^2 . Hodnota modifikovaného indexu determinace R_{adj}^2 je cca 55%. Tento uspokojivý výsledek představuje, že více než 50% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena účinnost regresní rovnice pro ženy. Hodnoty Nash-Sutcliffeova koeficientu a střední chyby odhadu:

$$E \cong 0,55 \quad ME \cong 0$$

Uvedené číslo (E) představuje dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Výsledky lze považovat za obstojné. Nedochází k systematickému nadhodnocování nebo podhodnocování hodnot. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 45: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (VC - ženy)

9.3 FEV1 parametr - muži

Po odstranění vlivných bodů pokračujeme dílčími kroky regresní analýzy:

ANOVA					
	Rozdíl	SS	MS	F	p-hodnota
Regrese	2	2101,077221	1050,538611	7326,655858	0
Rezidua	6254	896,7349631	0,143385827		
Celkem	6256	2997,812184			

Tabulka 48: Výsledky F testu

Dle tabulky 48 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena (p -hodnota $\cong 0$). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku

probanda. Dále pomocí dílčích t testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit.

	<i>Koeficienty</i>	<i>Chyba stř. hodnoty</i>	<i>t Stat</i>	<i>p-hodnota</i>
Hranice	-1,678652247	0,149876241	-11,20025588	7,63867E-29
věk	-0,032460648	0,00038671	-83,94043922	0
výška	3,926201118	0,080259268	48,91897508	0

Tabulka 49: Výsledky dílčích t testů

Z tabulky 49 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit (p -hodnota ≈ 0). Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$FEV1_{muzi} = 3,93vyska - 0,032vek - 1,68.$$

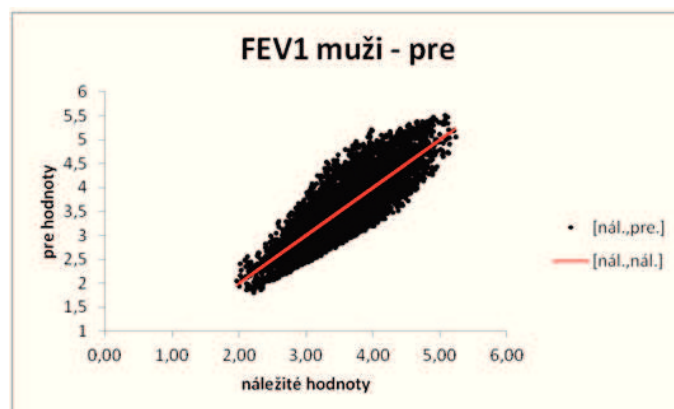
Kvalitu regresního modelu zhodnotíme pomocí adjustovaného indexu determinace R^2_{adj} . Hodnota modifikovaného indexu determinace R^2_{adj} je cca 70%. Tento poměrně dobrý výsledek představuje, že cca 70% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena účinnost regresní rovnice pro ženy. Hodnoty Nash-Sutcliffeova koeficientu a střední chyby odhadu:

$$E \approx 0,7 \quad ME \approx -0,03$$

Uvedené číslo (E) představuje velmi dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Hodnoty spočtené tímto modelem mírně nadhodnocují ($ME \approx -0,03$) skutečnost, ale i tak velmi dobře odhaduje hodnotu FEV1. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 46: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - muži)

9.4 FEV1 parametr - ženy

Po odebrání vychýlených bodů vypadají výsledky pro parametr FEV1 (ženy) následovně:

ANOVA					
	Rozdíl	SS	MS	F	p-hodnota
Regrese	2	200,159989	100,08	1247,640244	0
Rezidua	1662	133,3180392	0,080215		
Celkem	1664	333,4780282			

Tabulka 50: Výsledky F testu

Dle tabulky 50 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena (p -hodnota ≈ 0). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku probanda. Dále pomocí dílčích t testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit.

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	p-hodnota
Hranice	-1,439768298	0,203342073	-7,08052	2,1113E-12
věk	-0,02159347	0,000628542	-34,3549	6,7951E-196
výška	3,149708023	0,118141486	26,66047	1,1429E-130

Tabulka 51: Výsledky dílčích t testů

Z tabulky 51 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit (p -hodnota ≈ 0). Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$FEV1_{zeny} = 3,15vyska - 0,022vek - 1,44.$$

Kvalitu regresního modelu zhodnotíme pomocí adjustovaného indexu determinace R_{adj}^2 . Hodnota modifikovaného indexu determinace R_{adj}^2 je cca 60%. Tento uspokojivý

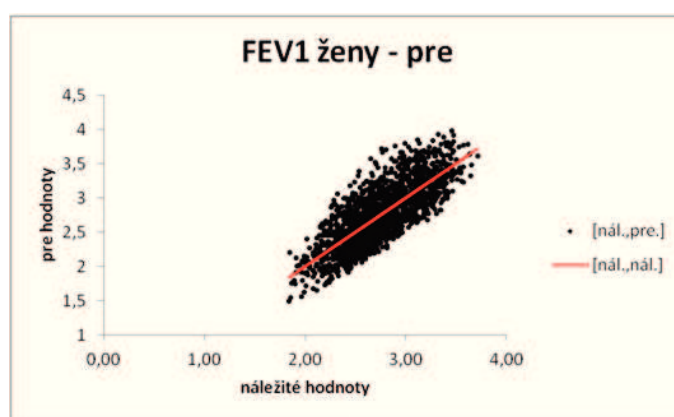
výsledek představuje, že cca 60% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena účinnost regresní rovnice pro ženy. Hodnoty Nash-Sutcliffova koeficientu a střední chyby odhadu:

$$E \approx 0,6 \quad ME \approx 0,02$$

Uvedené číslo (E) představuje dobrou shodu odhadovaných a naměřených hodnot. Výsledky lze považovat za obstojné. Hodnoty spočtené regresní přímkou mírně podhodnocují ($ME \approx 0,02$) skutečnost. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 47: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (FEV1 - ženy)

9.5 MEF25-75% parameter - muži

Po odstranění vlivných bodů pokračujeme dílčími kroky regresní analýzy:

ANOVA					
	Rozdíl	SS	MS	F	p-hodnota
Regrese	2	2664,29495	1332,147	1871,739375	0
Rezidua	6279	4468,866825	0,711716		
Celkem	6281	7133,161775			

Tabulka 52: Výsledky F testu

Dle tabulky 52 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena ($p\text{-hodnota} \approx 0$). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku

ANOVA					
	<i>Rozdíl</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>p-hodnota</i>
Regrese	2	2664,29495	1332,147	1871,739375	0
Rezidua	6279	4468,866825	0,711716		
Celkem	6281	7133,161775			

Tabulka 53: Výsledky dílčích t testů

probanda. Dále pomocí dílčích t testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit.

Z tabulky 52 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit (p -hodnota $\cong 0$). Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$MEF25 - 75\%_{muzi} = 2,93vyska - 0,041vek + 1,09.$$

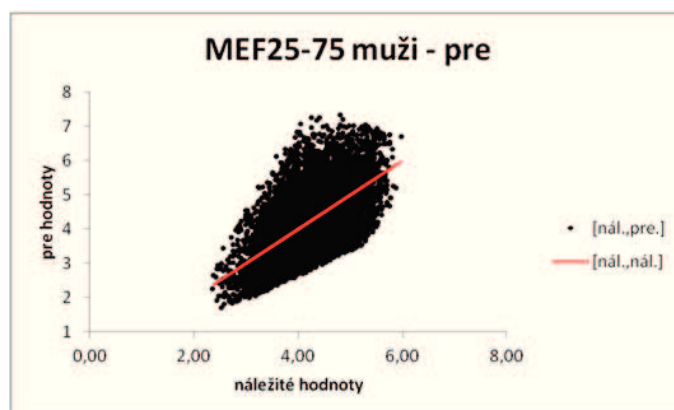
Kvalitu regresního modelu zhodnotíme pomocí adjustovaného indexu determinace R_{adj}^2 . Hodnota modifikovaného indexu determinace R_{adj}^2 je cca 37%. Tento neuspokojivý výsledek představuje, že cca 37% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Vizuálně lze posoudit dle obrázku 48, kde pozorujeme velkou rozptýlenost výsledků vyšetření kolem regresní přímky a opět můžeme přemýšlet nad důvody proměnlivosti naměřených hodnot. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena účinnost regresní rovnice pro ženy. Hodnoty Nash-Sutcliffeova koeficientu a střední chyby odhadu:

$$E \cong 0,37 \quad ME \cong 0$$

Výsledky modelu lze označit za neuspokojivé. Nedochází k příliš velké shodě odhadovaných hodnot oproti naměřeným. Predikce modelu se blíží úrovni průměru naměřených hodnot. Nedochází k systematickému nadhodnocování nebo podhodnocování hodnot. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 48: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - muži)

9.6 MEF25-75% parameter - ženy

Po odebrání vychýlených bodů vypadají výsledky pro parametr MEF25-75% (ženy) následovně:

ANOVA					
	Rozdíl	SS	MS	F	p-hodnota
Regrese	2	172,2749621	86,13748104	231,2461248	2,35091E-89
Rezidua	1666	620,5727491	0,372492647		
Celkem	1668	792,8477112			

Tabulka 54: Výsledky F testu

Dle tabulky 54 byla množina vysvětlujících proměnných dobře zvolena ($p\text{-hodnota} \approx 0$). V tomto případě lze říci, že existuje lineární závislost vitální kapacity na výšce a věku probanda. Dále pomocí dílčích t testů ověříme významnost jednotlivých koeficientů regresních rovnic, tzn. zda model nelze zjednodušit.

	Koeficienty	Chyba stř. hodnoty	t Stat	p-hodnota
Hranice	1,614965145	0,43872037	3,681080832	0,000239646
věk	-0,023832452	0,001327755	-17,94943565	5,32286E-66
výška	1,757535332	0,254965004	6,89324144	7,71139E-12

Tabulka 55: Výsledky dílčích t testů

Z tabulky 55 je zřejmé, že nelze žádný ze tří koeficientů modelu vypustit ($p\text{-hodnota} \approx 0$). Regresní rovnice zapíšeme ve tvaru:

$$MEF25 - 75_{\text{ženy}} = 1,76\text{výška} - 0,024\text{věk} + 1,61.$$

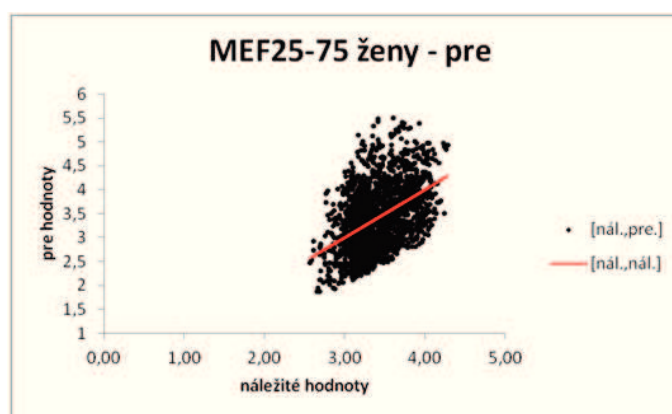
Kvalitu regresního modelu zhodnotíme pomocí adjustovaného indexu determinace R_{adj}^2 . Hodnota modifikovaného indexu determinace R_{adj}^2 je cca 22%. Tento neuspokojivý výsledek představuje, že cca 22% celkového rozptylu závislé proměnné je vysvětleno modelem. Vizuálně lze posoudit dle obrázku 59, kde pozorujeme velkou rozptýlenost zaznamenaných hodnot vyšetření kolem regresní přímky a opět můžeme přemýšlet nad důvody proměnlivosti naměřených hodnot. Nyní zbývá vyhodnotit předpoklady pro použití lineárního regresního modelu, tzn. provést analýzu reziduí.

Veškeré předpoklady (normalita, nulová střední hodnota, homoskedasticita, autokorelace a multikolinearita reziduí) byly ověřeny a splněny. Uvedené podmínky si lze prohlédnout v souboru, který je součástí přílohy.

V poslední části hodnocení tohoto parametru bude posouzena účinnost regresní rovnice pro ženy. Hodnoty Nash-Sutcliffeho koeficientu a střední chyby odhadu:

$$E \cong 0,22 \quad ME \cong 0,01$$

Výsledky modelu lze označit za neuspokojivé. Nedochází k příliš velké shodě odhadovaných hodnot oproti naměřeným. Predikce modelu se blíží úrovni průměru naměřených hodnot. Hodnoty spočtené regresní přímkou mírně podhodnocují ($ME \cong 0,02$) skutečnost. Dále pokračujeme grafickou prezentací kvality modelu.



Obrázek 49: Srovnání teoretických a naměřených hodnot (MEF25-75% - ženy)

10 Závěr

Cílem této práce bylo zhodnotit archivovaná spirometrická vyšetření z Fakultní nemocnice Ostrava, provést jejich revizi a navrhnout nové modely fyziologických spirometrických parametrů na základě výběrového souboru. Celkem byly analyzovány tři parametry VC, FEV1 a MEF25-75%.

Dnes se spirometrické parametry měří prostřednictvím moderních přístrojů s bohatou softwarovou výbavou. Naměřené hodnoty se odvíjí od použitého přístroje, perfektní spolupráce vyšetřovaného, metodiky vyšetření a zkušenosti lékaře. Výsledky získané z různých přístrojů nemusí být jednoznačně porovnatelné.

Pro jejich hodnocení byly použity nástroje explorační analýzy, jednofaktorová i dvoufaktorová ANOVA a Nash-Sutcliffův koeficient účinnosti posuzující kvalitu modelů. Potom sestavíme pomocí vícenásobné lineární regrese modely nové. V průběhu šetření bylo nutné některé proměnné kategorizovat, abychom mohli úspěšně realizovat vybrané metody statistické indukce (ANOVA). Získané výsledky například ukázaly, že posledně jmenovaný parametr MEF25-75% vykazuje značnou rozptýlenost. Tím pádem jsou nově navržené modely nejméně věrohodné. Z pohledu lékaře lze tvrdit, že se jedná o nejhůře měřitelný parametr ze všech a jen na základě svých zkušeností rozhoduje o kvalitě naměřených hodnot.

Spirometrie patří mezi základní a důležitá diagnostická vyšetření a jejich výsledky je vhodné sbírat a ukládat v databázích k možným pozdějším analýzám jako je například tato.

11 Reference

- [1] *Základy spirometrie* [online], leden 2012 Dostupné z [www: www.lfp.cuni.cz/fyziologie/cze/download/dychani_poznamky.doc](http://www.lfp.cuni.cz/fyziologie/cze/download/dychani_poznamky.doc).
- [2] *Visual Basic for Applications* [online], leden 2012 Dostupné z [www: http://en.wikipedia.org/wiki/Visual_Basic_for_Applications](http://en.wikipedia.org/wiki/Visual_Basic_for_Applications).
- [3] *Excel blog* [online], leden 2012 Dostupné z [www: http://blogs.office.com/b/microsoft-excel/](http://blogs.office.com/b/microsoft-excel/).
- [4] Litschmannová, M. *Úvod do statistiky*. [online], skripta, 2011 [citace: 3.2.2012]. Dostupné z [www: http://mi21.vsb.cz/modul/uvod-do-statistiky](http://mi21.vsb.cz/modul/uvod-do-statistiky).
- [5] *Maticové vzorce a konstanty* [online], [citace: 3.2.2012]. Dostupné z [www: http://office.microsoft.com/cs-cz/excel-help/maticove-vzorce-a-konstanty-HP005198319.aspx](http://office.microsoft.com/cs-cz/excel-help/maticove-vzorce-a-konstanty-HP005198319.aspx).
- [6] *Nash-Sutcliffe model efficiency coefficient* [online], únor 2012. Dostupné z [www: http://en.wikipedia.org/wiki/Nash%E2%80%93Sutcliffe_model_efficiency_coefficient](http://en.wikipedia.org/wiki/Nash%E2%80%93Sutcliffe_model_efficiency_coefficient).
- [7] Briš, R., Litschmannová, M. *Statistika 2* [online], skripta, 2007 [citace: 3.2.2012]. Dostupné z [www: http://homel.vsb.cz/~bril0/](http://homel.vsb.cz/~bril0/).
- [8] *Základní spirometrická měření* [online], únor 2012. Dostupné z [www: http://ulb.upol.cz/praktikum/spinav.pdf](http://ulb.upol.cz/praktikum/spinav.pdf).
- [9] *Autocorrelation* [online], únor 2012. Dostupné z [www: http://www.ltrr.arizona.edu/~dmeko/notes_11.pdf](http://www.ltrr.arizona.edu/~dmeko/notes_11.pdf).
- [10] *Mnohonásobná lineární regrese* [online], [citace 7.2.2012]. Dostupné z [www: http://ucebnice.euromise.cz/index.php?conn=0§ion=epidem&node=node141](http://ucebnice.euromise.cz/index.php?conn=0§ion=epidem&node=node141).
- [11] *Engineering Statistics Handbook* [online], únor 2012. Dostupné z [www: http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35.htm](http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35.htm).
- [12] Litschmannová, M. *kw.test.xlsm* [online], únor 2012 Dostupné z [www: http://mi21.vsb.cz/modul/uvod-do-statistiky](http://mi21.vsb.cz/modul/uvod-do-statistiky).

Přiložené soubory v archívu

[I.] pav569.zip Archív všech souborů